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

BANCO DE LA REPÚBLICA
COLOMBIA

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 actual[1]. 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] Fuhrer, J. C. (2009). *Inflation persistence* (Working Papers Nº 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 laboral[3]. 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 desinflación[1].

Relacionado con lo anterior, las variaciones en la persistencia de la inflación pueden explicar los cambios en la capacidad de la curva de rendimientos 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 contraccionista[2]. 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 perturbación[3]. 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:

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

b) Curva de Phillips híbrida:

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

Curva Ahorro-Inversión (IS):

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

Regla de Taylor de política:

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

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 plazo[5].

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 inflación[7]; 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 momento[8].

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

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

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

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

---

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 Unidos[10].

---

[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 Phillips[11]. 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 $\left(\text{bajo } \phi_x\right)$ 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 paradójico[12].

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 interés[13], 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 realidad[14].

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 $\left(E_t\pi_{t+1}\right)$, 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 0,025[15]. 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 inflación[16].

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 microfun-

---

[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].

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

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

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

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

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

2. Procesos de aprendizaje

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

Christiano, Eichenbaum y Evans (2005), por ejemplo, asumen que las firmas que no reoptimizan en el modelo de Calvo (1983) indexan sus precios con la inflación del período anterior. Formalmente, las firmas que no reoptimizan mantienen constante $p_t(i) - \gamma p_{t-1}$, donde γ corresponde al nivel de indexación de precios, $p_t(i)$ es el logaritmo del precio del bien i, y p_{t-1} el logaritmo del nivel agregado de precios en $t-1$. Se llega así a la siguiente curva de Phillips híbrida: $\pi_t - \gamma\pi_{t-1} = \phi_x x_t + \beta E_t\left[\pi_{t+1} - \gamma\pi_t\right]$ (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 frecuentes[19].

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 Taylor[20]. 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 $\pi_t = \varepsilon_t + a\varepsilon_{t-1} + a^2\varepsilon_{t-2} + a^3\varepsilon_{t-3} + ...$ 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 inflación[21].

Para otros, las series no son *I*(1) ni *I*(0), y más bien presentan niveles de integración fraccionales intermedios[22]. 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 0,1[25]. 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 Unidos[27], 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 agregación[28].

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 utilizados[29]. 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 *aprioris* 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 2003[30]. 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 1981[31].

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 recientes[32]. 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 Volcker[33]. 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 uno[34], 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 Uruguay[35].

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 Central[36].

- *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 $\left(\pi_t - \pi_t^*\right)$.

En las Secciones IV.A-B se evalúa el orden de integración de la inflación total en Colombia[37], 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 gober-

---

[37] Se utiliza la inflación mensual anualizada $1200 * \ln\left(P_t / P_{t-1}\right)$, 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 $100 * \ln\left(P_t / P_{t-12}\right)$, la cual suaviza los choques que duran menos de doce meses y muestra, por lo tanto, una mayor persistencia (Payaa, Duarteb y Holdenc, 2010).

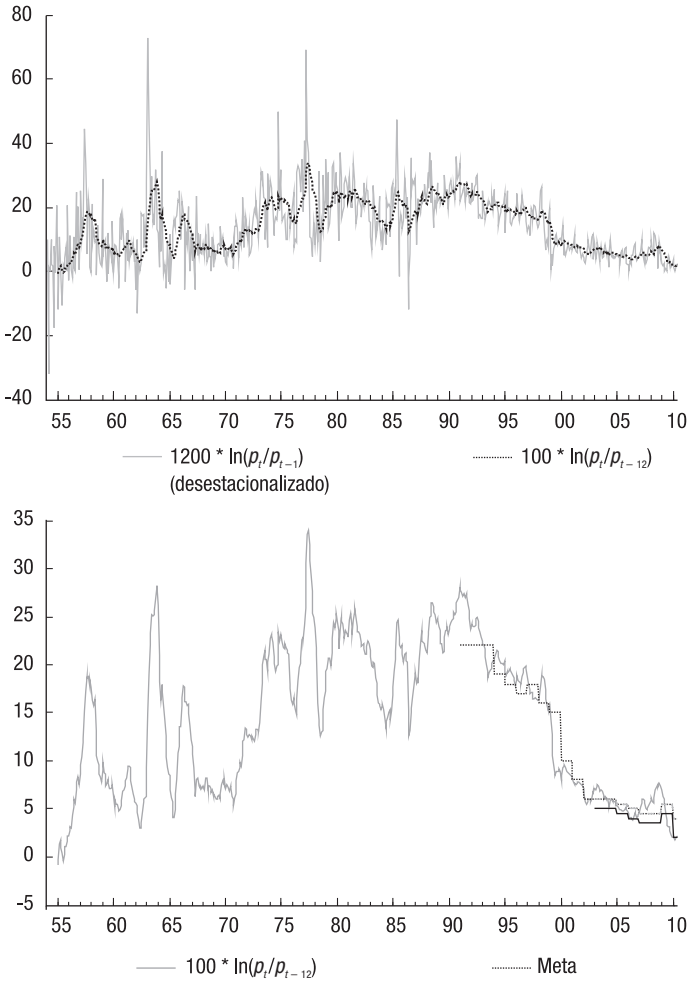
nada o no por un proceso autorregresivo Markov-*switching*; es decir, si la inflación exhibe en dicho período diferentes estados de la naturaleza. Se encuentran dos regímenes: el régimen anterior, comprendido entre 1990:01 y 2000:01, y el régimen actual entre 2000:02 y 2010:06, y se investiga el comportamiento 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 $1200 * \ln\left(P_t / P_{t-1}\right)$, y de la inflación anual considerada mes a mes, definida por $100 * \ln\left(P_t / P_{t-12}\right)$. 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	α = 0,05: 6,12 α = 0,10: 5,18
M-TAR	$a_0 + a_1 t$	$I(\Delta\pi_{t-1} \geq 0)$	4	0,104	9,28	α = 0,05: 6,65 α = 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 plazo[38].

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 inflación[39]. 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 MSIAH[40]. 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).

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

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.*

$$\varepsilon_t \sim N\left(0, \sigma^2_{s_t}\right). \tag{12}$$

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

$$\begin{aligned} &\sigma^2_{St} = \sigma^2_0\left(1 - S_t\right) + \sigma^2_1 S_t \\ &\sigma^2_0 > 0, \sigma^2_1 > 0 \end{aligned}. \tag{13}$$

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

$$\varphi_{jSt} = \varphi_{j0}\left(1 - S_t\right) + \varphi_{j1} S_t, \quad j = 1, \cdots, p. \tag{14}$$

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

$$P\left[s_t = 0 \middle| s_{t-1} = 0\right] = p \quad P\left[s_t = 1 \middle| s_{t-1} = 1\right] = q \tag{15}$$

$$P\left[s_t = 1 \middle| s_{t-1} = 0\right] = 1 - p \quad P\left[s_t = 0 \middle| s_{t-1} = 1\right] = 1 - q. \tag{16}$$

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

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

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: ($S_t = 0$)			
	Coeficiente	**Std.**	**Estadística *t***
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: ($S_t = 1$)			
	Coeficiente	**Std.**	**Estadística *t***
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.
$\sigma^2_{Régimen2} \notin I$
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

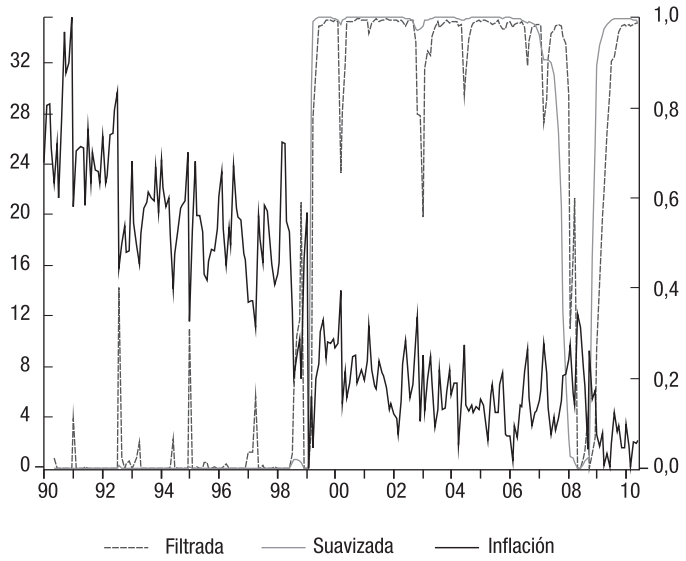
	Régimen 1 - Actual	Régimen 2 - Anterior
Régimen 1 - Actual	0,9905	0,0095
Régimen 2 - Anterior	0,0176	0,9824

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.

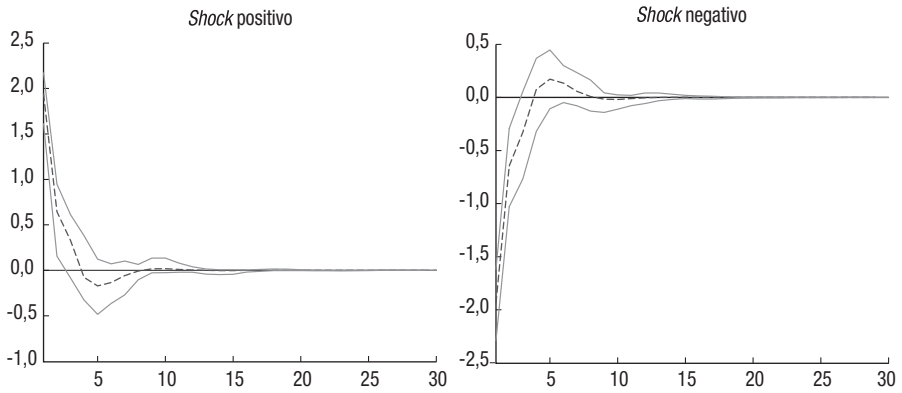
Las funciones que se presentan en los Gráficos 3 y 4 sugieren que un choque positivo sobre la inflación se diluye en cuatro meses en el régimen actual y en cinco meses en el régimen anterior. En otras palabras, como se mencionó arriba cuando se comparó la suma de coeficientes autorregresivos, la persistencia 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



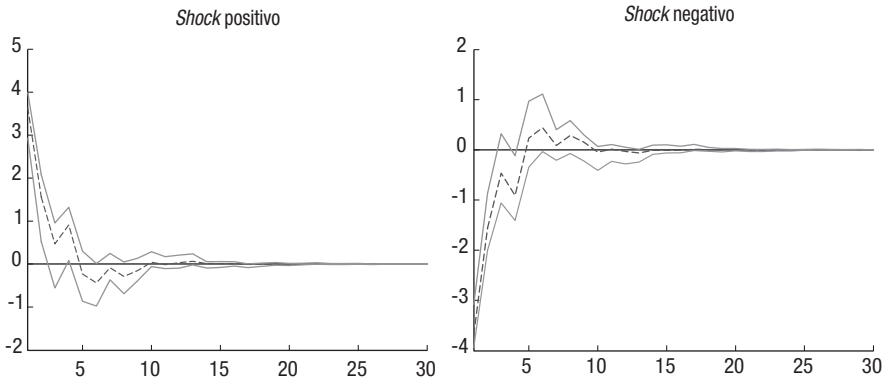
Fuente: cálculos de los autores.

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

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

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

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 $100 * \ln\left(P_t / P_{t-12}\right)$, más comparable con la meta anual de inflación fijada por el Banco Central que la inflación mensual anualizada

$\left[1200 * \ln\left(P_t / P_{t-1}\right)\right]$ 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(11) en el término de perturbación.

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

$$\rho_t = \rho_{t-1} + w_t. \tag{19}$$

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

$$\pi_t = H_t^{'}\xi_t + A_t \tag{20}$$

$$\xi_t = F\xi_{t-1} + v_t, \tag{21}$$

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

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).

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

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

$$R = 0 \tag{24}$$

$$Q = \begin{bmatrix} \sigma_w^2 & 0 & & \cdots & 0 \\ 0 & \sigma_u^2 & 0 & & 0 \\ & 0 & 0 & & 0 \\ \vdots & & 0 & 0 & 0 \\ & & & 0 & 0 \\ 0 & 0 & & 0 & 0 \end{bmatrix}_{13x13} . \qquad (25)$$

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 $100 * \ln\left(P_t / P_{t-12}\right)$, 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 $1200 * \ln\left(P_t / P_{t-1}\right)$ (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 $1200 * \ln\left(P_t / P_{t-1}\right)$ puede expresarse como:

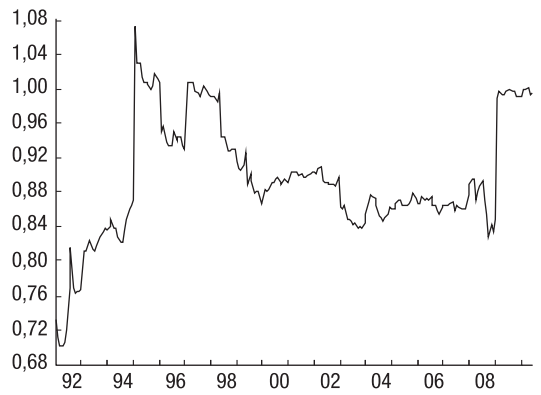
$$\pi_t = \ln(p_t / p_{t-1}) + \ln(p_{t-1} / p_{t-2}) + ... + \ln(p_{t-11} / p_{t-12}) = \pi_t^{mes} + \pi_{t-1}^{mes} + ...\pi_{t-11}^{mes}.$$

Por ello, el modelo original se puede escribir como:

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

La ecuación (26) corresponde a un AR(12) con tendencia dada por $\pi_t^* - \rho_t \pi_{t-1}^*$, con componente estacional $\rho_t \pi_{t-12}^{mes}$, y con persistencia $(\rho_t - 1)\pi_{t-j}^{mes}$. La suma de coeficientes será entonces $13\rho_t - 12$, cuyo mínimo ocurre cuando $\rho = 0,92$, un valor relativamente cercano a los que se observan en 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* (Ocassional Paper Series Nº 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 Nº 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 Nº 3983). NBER.

Ball, L. M. (1993). *What determines the sacrifice ratio?* (Working Paper Series Nº 4306). NBER.

Batini, N. (2002). *Euro area inflation persistence* (Working Paper Series Nº 201). European Central Bank.

Baum, C. F., Barkuolas, 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 Nº 18). Upsala University.

Benati, L. (2008). *Investigating inflation persistence across monetary regimes* (Working Paper Series Nº 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 Nº 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 Nº 13749). NBER.

Cogley, T., & Sbordone, A. M. (2005). *A search for a structural Phillips curve* (Staff Reports Nº 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 Nº 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 Nº 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 Nº 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 Nº 7551). NBER.

Gómez, J. (2002). *Wage indexation, inflation inertia and the cost of disinflation* (Borradores de Economía Nº 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 Nº 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 Nº 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 Nº 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 Nº 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 Nº 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 Nº 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 inlation targeting in Canada: A structural analysis" Job Market Paper.

Robalo Marquez, C. (2004). *Inflation persistence: Facts or artefacts?* (Working Paper Series Nº 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 Nº 02). Federal Reserve Bank of San Francisco.

Sbordone, A. M. (2007). *Inflation persistence: Alternative interpretations and policy implications* (Staff Reports Nº 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 Nº 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 Nº 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 Nº 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 neokeynesiana. Por supuesto, el análisis de la inflación es de todas formas útil para pronosticar su evolución.

En un documento reciente, Echavarría, López y Misas (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 décadas[1].

¿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 Australia[2].

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 cambiaria[3]. 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 creíble[5].

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:

$$\pi_t = \tau_t + C_t \tag{1}$$

$$\tau_t = u_{S_t} + \tau_{t-1} + \eta_t \tag{2}$$

$$C_t = \beta_{1,St} C_{t-1} + \beta_{2,S_t} C_{t-2} + \varepsilon_t \tag{3}$$
$$\eta_t \sim N\left(0, \sigma^2_{n,s_t}\right);\ \varepsilon_t \sim N\left(0, \sigma^2_{\varepsilon,s_t}\right) \text{ para } s = 1,2,3$$

Donde π_t corresponde a la inflación trimestral anualizada $\left(400 * \ln\left(P_t / P_{t-1}\right)\right)$[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; $u_s, \beta_{s,1}, \beta_{2,S_t}, \sigma^2_{\eta,S_t}$ y $\sigma^2_{s,\varepsilon}$ son los parámetros del modelo, σ^2_{η,S_t} y $\sigma^2_{\varepsilon,S}$ cuantifican la volatilidad de los choques permanente y transitorio, respectivamente. Se supone que ε_t y η_t se distribuyen independientemente[8].

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/snde/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 $\left(1200 * \ln\left(P_t / P_{t-1}\right)\right)$ (desestacionalizada) en la primera parte del documento y con la inflación anual $\left(100 * \ln\left(P_t / P_{t-12}\right)\right)$ 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 1999[10]. 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 inflación[12]. No se percibía que la tasa de sacrificio se eleva cuando la meta de inflación es alta (Cogley y Sbordone, 2006).

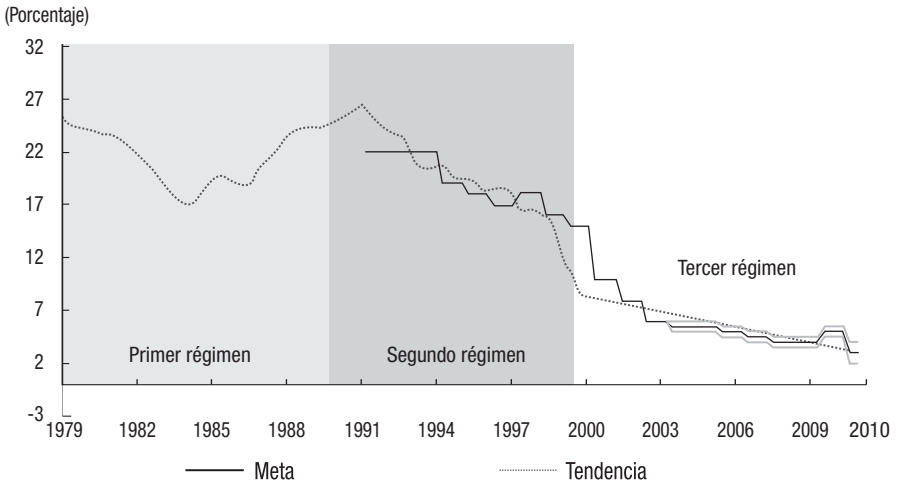
El Cuadro 1 presenta los parámetros estimados por máxima verosimilitud para los tres regímenes, considerando un proceso AR(2) para el componente transitorio[13]; y el Gráfico 2 muestra la serie de inflación trimestral anualizada $\left(400 * \ln\left(P_t / P_{t-1}\right)\right)$ y reproduce nuevamente el componente permanente $\left(\tau_t\right)$ 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 $\left(\sigma^2_{n,s}\right)$ y transitorios $\left(\sigma^2_{\varepsilon,s}\right)$, con choques transitorios de corta duración (cerca de un trimestre).
- Segundo régimen (1989-1999): presenta una menor varianza de los choques respecto al primer régimen, con una reducción aún mayor para la varianza de los choques transitorios. El componente permanente τ_t presenta una tendencia u_2 negativa y de magnitud importante (reducción de 28 puntos básicos de inflación trimestral anualizada cada trimestre).
- Tercer régimen (1999-2010): los choques permanentes presentan una varianza muy cercana a cero, por lo que los choques sobre la inflación resultan ser principalmente transitorios. Además, estos choques transitorios muestran mayor duración[14] 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 $\left(\sigma^2_{\eta,S}\right)$ 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 $\left(\sigma^2_{\varepsilon,S}\right)$ 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 carácterísticas 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 persistente[15].

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.

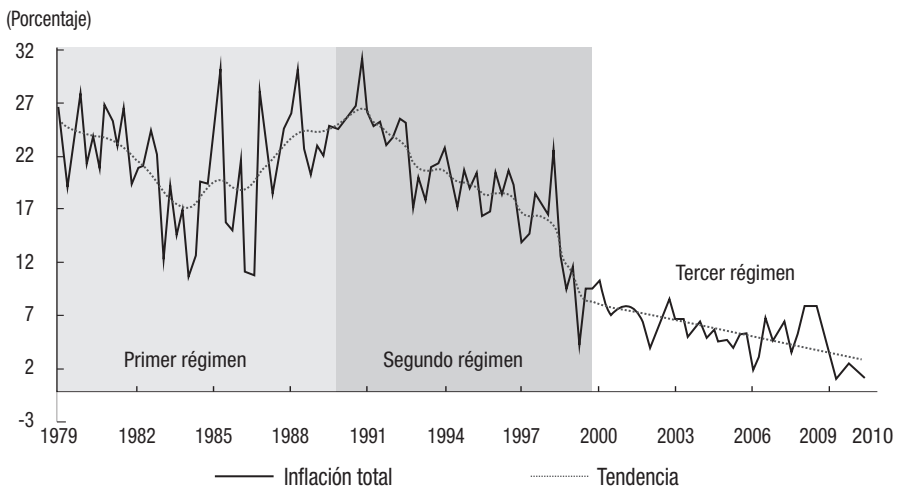
conformado por un componente del choque permanente y otro del transitorio, con una importancia relativa proporcional a sus varianzas.

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	-0,28	-0,13
	(-0,053; -0.036)	(-0,29; -0,27)	(-0,14; -0,12)
$\beta_{s,1}$	0,12	0,11	0,53
	(0,08; 0.15)	(-0,04; 0,19)	(0,40; 0,70)
$\beta_{s,2}$	-0,16	0,05	-0,07
	(-0,19; -0,14)	(-0,03; 0,11)	(-0,23; 0,07)
$\sigma^2_{n,s}$	2,02	2,26	0,00
	(1,83; 2,30)	(2,00; 2,70)	(0,00; 0,01)
$\sigma^2_{e,s}$	19,50	5,71	2,57
	(18,60; 20,31)	(4,70; 6,44)	(2,00; 3,16)
$\sigma_{n,s}/\sigma_{e,s}$	0,32	0,62	

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

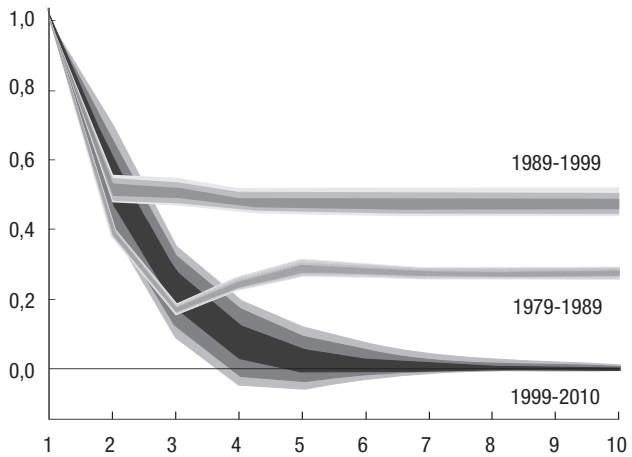
Gráfico 2. Tendencia de largo plazo e inflación observada, 1979-2010



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 regímenes



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 desaparece[16].

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-

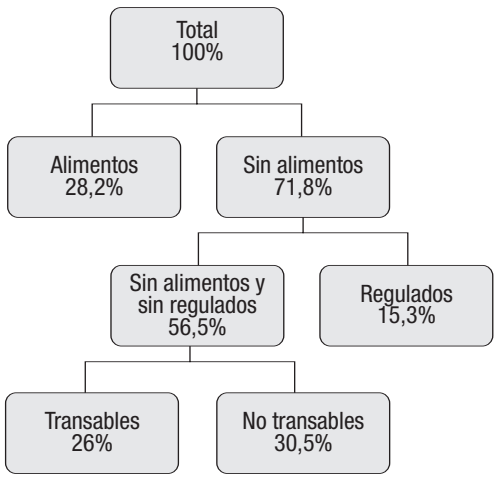
---

[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.

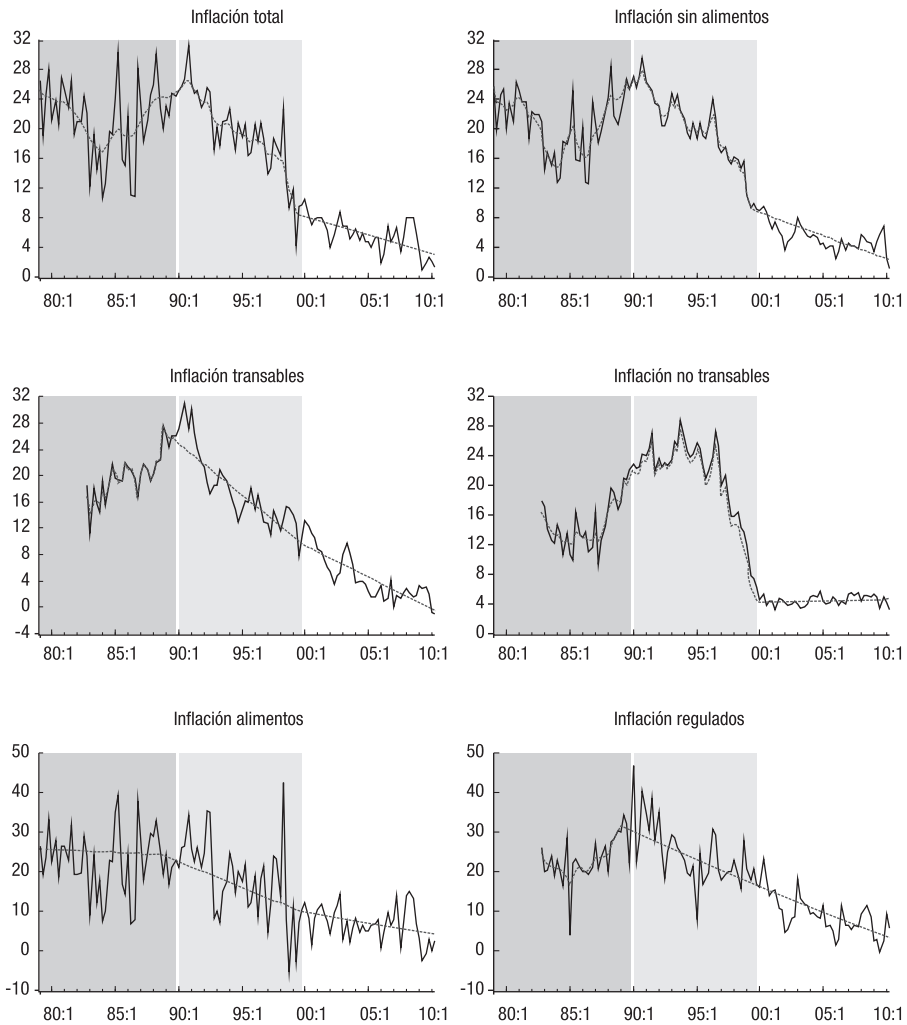
Los Cuadros 2 a 6 muestran que la varianza del componente permanente $\left(\sigma^2_{\tau,S}\right)$ se redujo a cero en 1999-2010 en los seis grupos de productos, y que en 1979-1989 (especialmente) y en 1989-1999 fue particularmente alta para no transables y para el total sin alimentos.

La varianza del componente transitorio $\left(\sigma^2_{\varepsilon,S}\right)$ 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 $\sigma^2_{\varepsilon,S}$ 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	-0,26	-0,12
	(-0,031; -0,011)	(-0,27; -0,24)	(-0,13; -0,10)
$\beta_{s,1}$	-0,3	0,57	0,46
	(-0,77; -0,14)	(0,23; 0,82)	(0,26; 0,67)
$\beta_{s,2}$	-0,39	-0,07	-0,01
	(-0,68; -0,30)	(-0,35; 0,19)	(-0,22; 0,22)
$\sigma^2_{n,s}$	3,5	1,84	0,00
	(2,93; 5,89)	(1,46; 2,60)	(0,00; 0,01)
$\sigma^2_{e,s}$	4,76	1,71	2,02
	(1,71; 6,02)	(0,69; 2,46)	(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	-0,18	-0,13
	(-0,97; -0,094)	(-0,183; -0,180)	(-0,129; -0,122)
$\beta_{s,1}$	0.26	0,26	0,40
	(0,25; 0,268)	(0,256; 0,266)	(0,38; 0,43)
$\beta_{s,2}$	-0,07	-0,01	-0,05
	(-0,076; -0,066)	(-0,018; 0,01)	(-0,08; -0,03)
$\sigma^2_{n,s}$	0,00	0,00	0,00
	(0,00; 0,01)	(0,00; 0,01)	(0,00; 0,01)
$\sigma^2_{e,s}$	66,60	74,90	15,30
	(66,08; 67,20)	(74,4; 75,5)	(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	-0,31	-0,29
	(0,064; 0,082)	(-0,3135; -0,309)	(-0,297; -0,29)
$\beta_{s,1}$	-0,74	0,01	0,55
	(-0,78; -0,70)	(-0,004; 0,016)	(0,51; 0,58)
$\beta_{s,2}$	-0,39	0,10	-0,05
	(-0,42; -0,36)	(-0,088; 0,108)	(-0,08; -0,016)
$\sigma^2_{n,s}$	1,56	0,00	0,00
	(1,45; 1,58)	(0,00; 0,01)	(0,00; 0,01)
$\sigma^2_{e,s}$	11,99	35,01	10,68
	(11,24; 12,86)	(34,53; 35,59)	(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	-0,41	-0,25
	(0,25; 0,29)	(-0,42; -0,40)	(-0,27; -0,24)
$\beta_{s,1}$	-1,33	0,68	0,65
	(-1,38; -1,28)	(0,56; 0,82)	(0,50; 0,84)
$\beta_{s,2}$	-0,72	0,04	0,03
	(-0,75; -0,68)	(-0,10; 0,15)	(-0,17; 0,20)
$\sigma^2_{n,s}$	2,68	0,00	0,00
	(2,16; 3,24)	(0,00; 0,01)	(0,00; 0,01)
$\sigma^2_{e,s}$	0,00	3,79	2,49
	(0,00; 0,01)	(3,18; 4,37)	(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	-0,2	0,00
	(0,02; 0,08)	(-0,70; -0,14)	(-0,03; 0,02)
$\beta_{s,1}$	-1,01	0,94	0,04
	(-1,18; -0,26)	(0,60; 1,9)	(-0,26; 0,31)
$\beta_{s,2}$	-0,78	-0,01	-0,01
	(-0,98; -0,30)	(-0,98; 0,20)	(-0,26; 0,25)
$\sigma^2_{n,s}$	3,91	3,31	0,00
	(2,69; 4,74)	(0,01; 4,37)	(0,00; 0,01)
$\sigma^2_{e,s}$	0,46	0,87	2,5
	(0,01; 2,27)	(0,01; 5,08)	(1,71; 3,40)
$\sigma_{n,s}/\sigma_{e,s}$	2,92	1,95	0,00

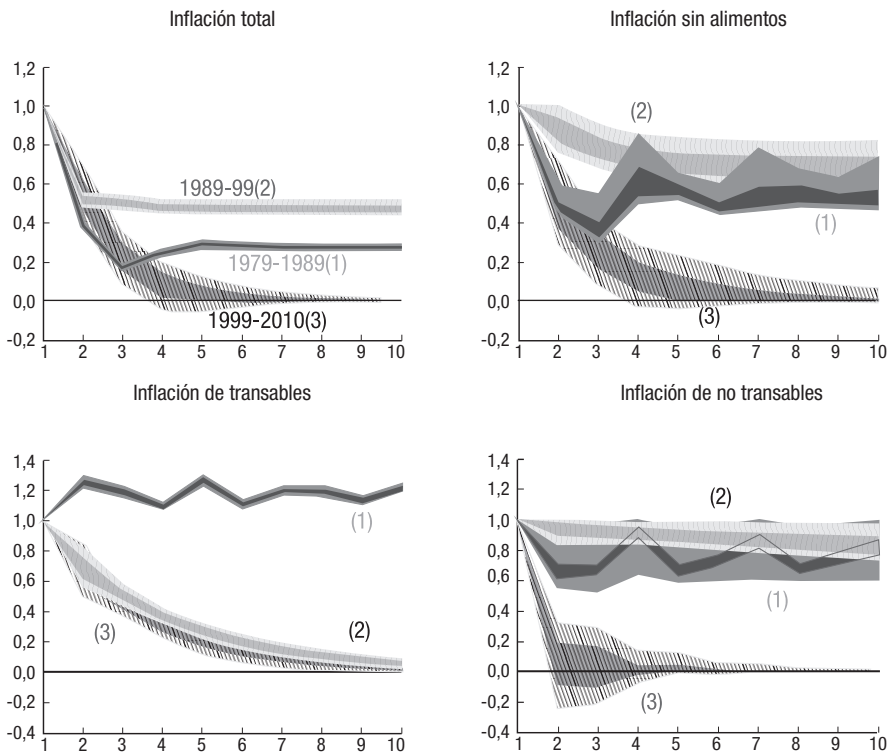
Fuente: Banco de la República y cálculos de los autores.

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.

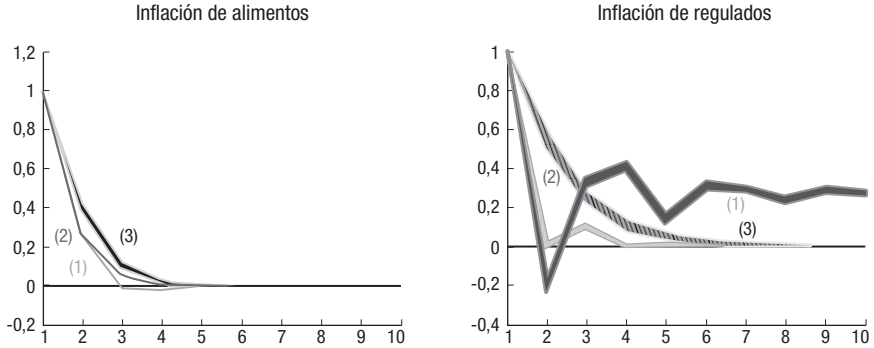
Gráfico 6. Función de impulso-respuesta para diferentes grupos de productos



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* (Ocassional 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 Statiscs, 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 Nº 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 Nº 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 Nº 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 Nº 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 Nº 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 Nº 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 Nº 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 Nº 558). Banco de la República.

Woodford, M. (2005). *Central bank communication and policy effectiveness* (Working Paper Nº 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 microdatos[1]. 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 distribución[2]. 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

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

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 pasada[3]. 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 estacionario[4].

---

[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 $\ln G_{t+1} = \rho\ln\left(1+g\right)+\left(1-\rho\right)\ln G_t+\epsilon_{t+1}$ 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 $\left(z^{ie}\right)$, el precio en dólares de las materias primas importadas $\left(q^{mr}\right)$, el precio en dólares de los bienes importados para consumo e inversión $\left(q^{m}\right)$, la inflación externa (π^*) y el flujo de remesas (tr). A nivel interno, el modelo incluye un choque de política monetaria $\left(z^{i}\right)$ y choques a la utilidad marginal del consumo $\left(z^{u}\right)$ y del ocio $\left(z^{h}\right)$; a la productividad en las funciones de producción del bien doméstico $\left(z^{q}\right)$, de las materias primas $\left(z^{rm}\right)$, de las exportaciones $\left(z^{e}\right)$ y de los bienes importados $\left(z^{m}\right)$; a la eficiencia de la inversión en la acumulación de capital $\left(z^{x}\right)$ 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 períodos 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 ellas[5]. 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 Andrle (2008), Andrle, 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 *prior*	Límite inferior	Límite superior	Media *prior*	Desviación estándar *prior*
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
$\sigma *$	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 $\left(\epsilon^q = 0\right)$; en el segundo, salarios nominales flexibles $\left(\epsilon^w = 0\right)$; en el tercero, flexibilidad de precios en los bienes importados $\left(\epsilon^m = 0\right)$; 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 $\left(\psi_x = 0\right)$ 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 trimestres[6].

---

[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 *prior*	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
$\sigma^{z^{e}}$	1,4434	0,0392	0,0402	0,0334 - 0,0466	0,0038
$\sigma^{z^{h}}$	1,4434	0,4280	0,4819	0,3058 - 0,6584	0,0651
$\sigma^{z^{i}}$	1,4434	0,0285	0,0293	0,0246 - 0,0343	0,0029
$\sigma^{z^{ie}}$	1,4434	0,0337	0,0346	0,0289 - 0,0406	0,0034
$\sigma^{z^{m}}$	1,4434	0,0925	0,0951	0,0790 - 0,1108	0,0092
$\sigma^{z^{q}}$	1,4434	0,0285	0,0294	0,0227 - 0,0353	0,0033
$\sigma^{z^{rm}}$	1,4434	0,4812	0,4938	0,4120 - 0,5743	0,0470
$\sigma^{z^{u}}$	1,4434	0,0902	0,0929	0,0764 - 0,1105	0,0097
$\sigma^{z^{x}}$	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 neokeynesiano 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 ellos[7]. 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^{tr}	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^i}	0,0293	0,0331	0,0333	0,0288	0,0289	0,0238	0,0301
$\sigma^{z^{ie}}$	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
σ^{z^u}	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.

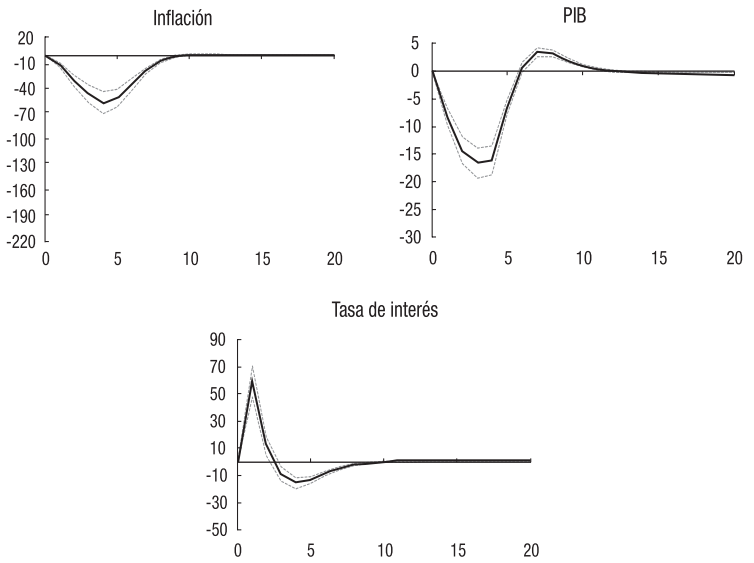
Una posible explicación de las diferencias en las dinámicas de los modelos con precios y salarios flexibles es que el precio del bien final de consumo es igual a su costo marginal, el cual es un ponderado de los precios de los factores a lo largo de la cadena productiva. En esta ponderación, el salario 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.

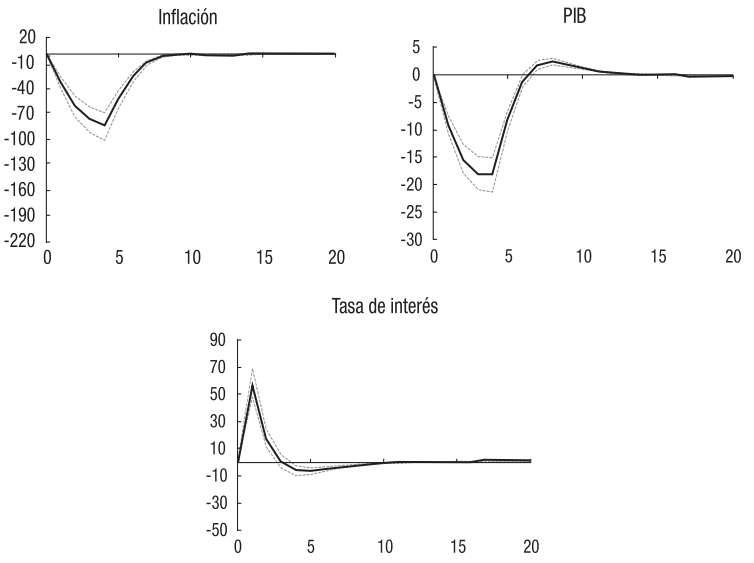
Finalmente, el efecto de eliminar los costos de ajuste de la inversión es una mayor y más rápida contracción del PIB que la que se da en el modelo base. Sin embargo, la reacción de la inflación es similar en los dos modelos. Hay dos explicaciones posibles para este resultado. Primero, el valor de ϵ^w 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

Modelo base



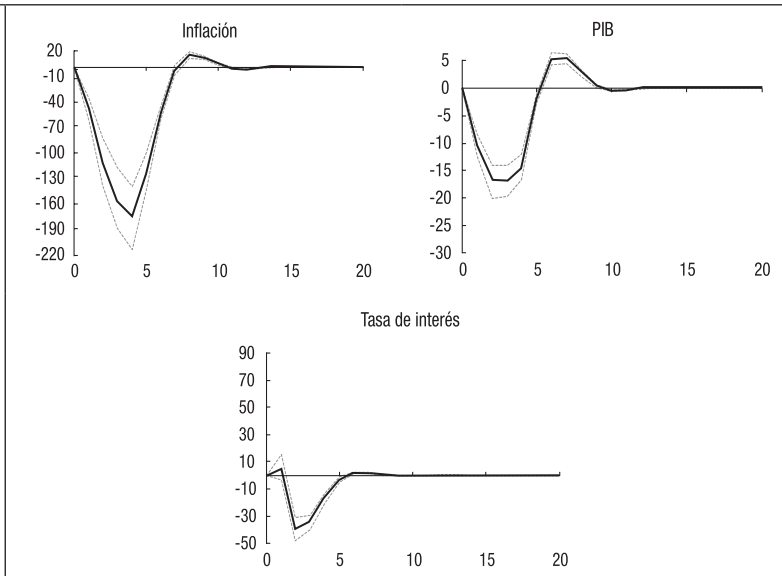
$\varepsilon_q = 0$



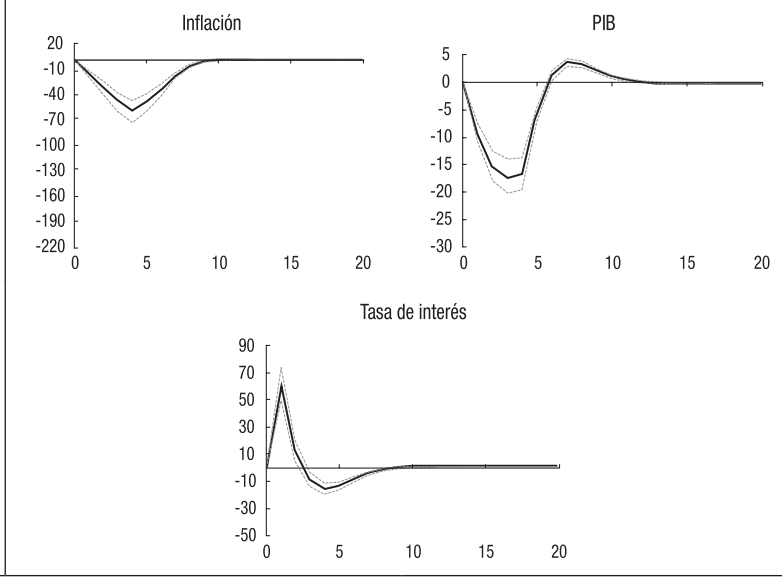
(*Continúa*)

Gráfico 1. Respuestas a un choque de política monetaria en los siete modelos estimados (*continuación*)

$\varepsilon_w = 0$

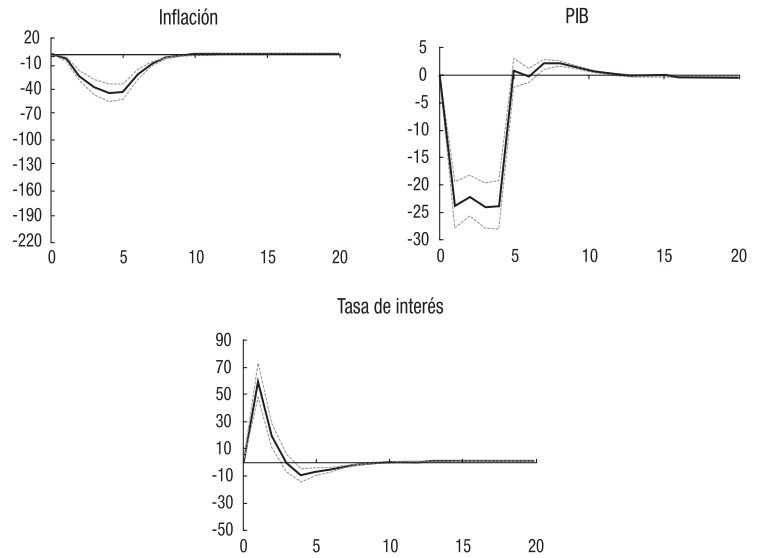
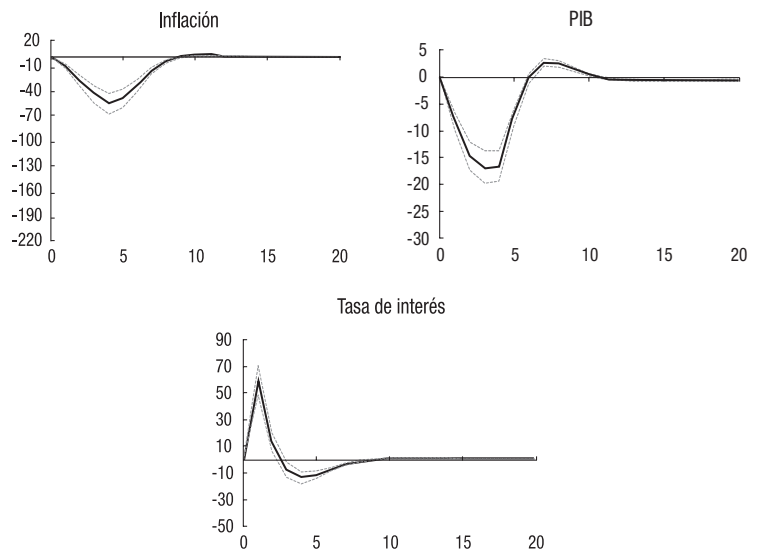


$\varepsilon_m = 0$



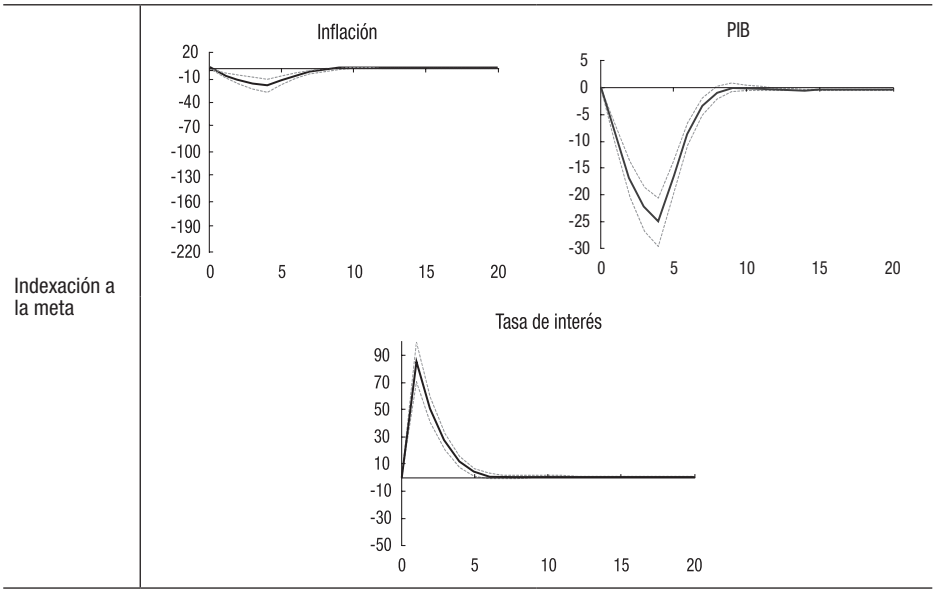
(*Continúa*)

Gráfico 1. Respuestas a un choque de política monetaria en los siete modelos estimados (*continuación*)

$\psi_x = 0$	
Depreciación exógena	

(*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 Nº 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 Nº 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 Nº 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 Nº 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 Nº 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 Nº 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 Nº 578). Banco de la República de Colombia.

López, P. (2004). *Effcient 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 Nº 6961). CEPR.

Parra, A. (2008). *Sensibilidad del IPC a la tasa de cambio en Colombia: una medición de largo plazo* (Borradores de Economía Nº 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

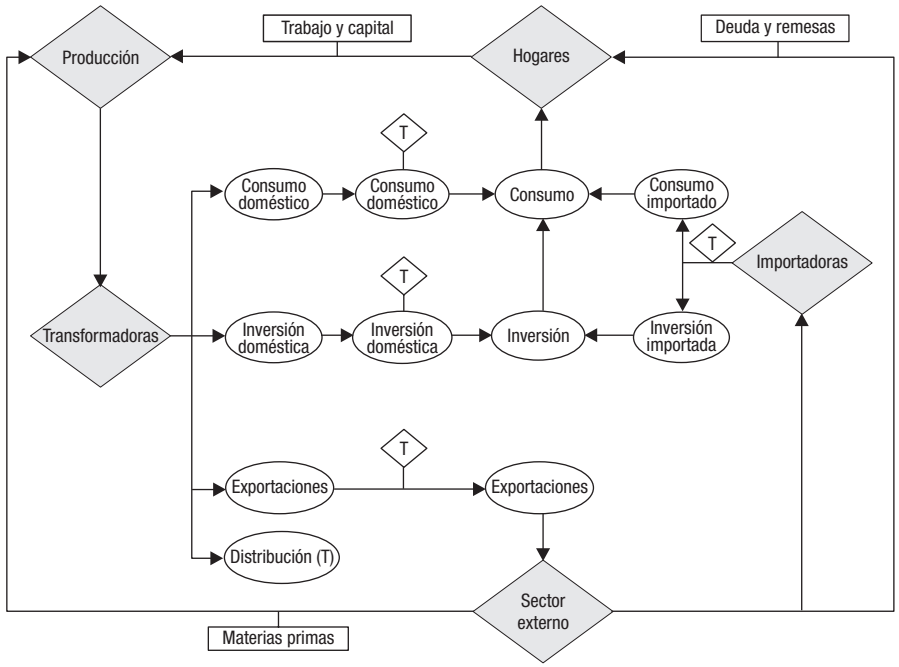
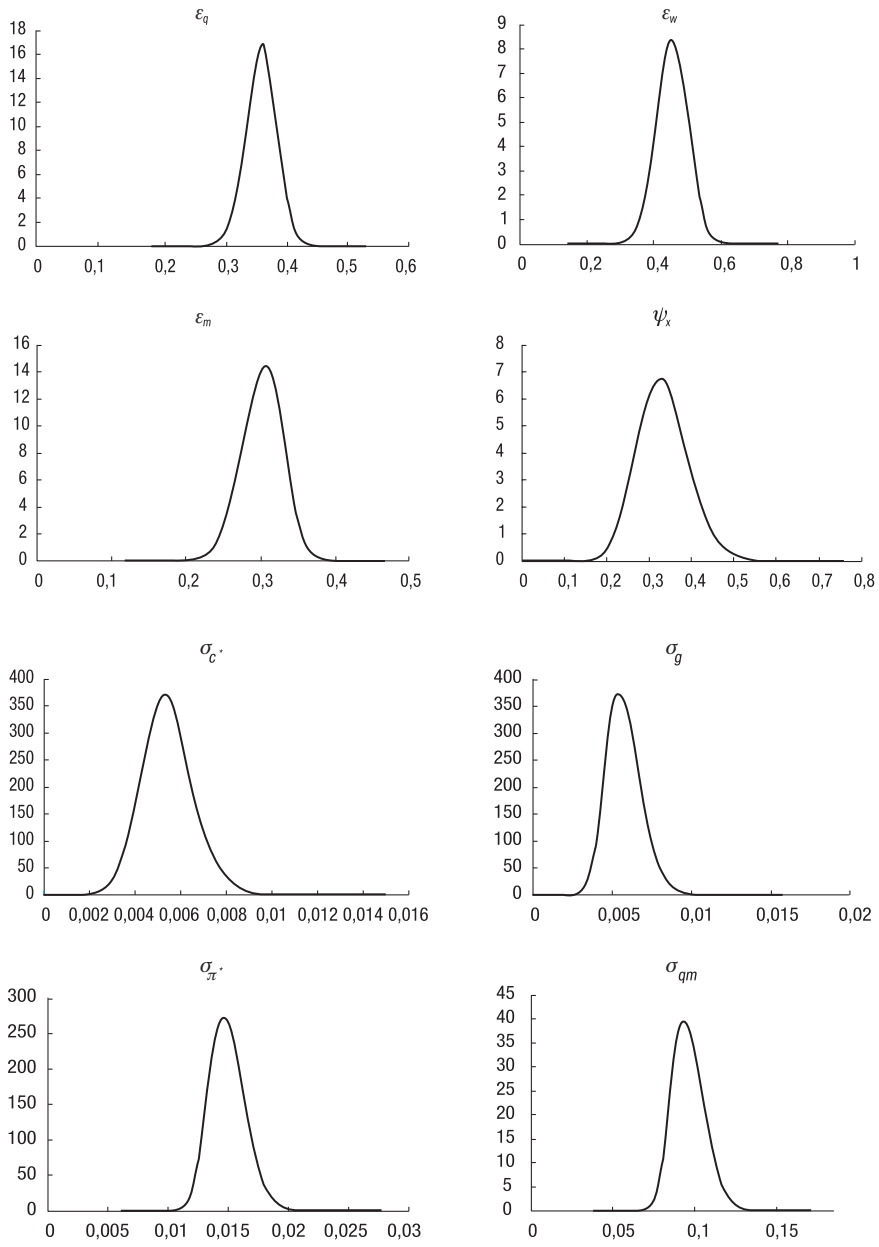
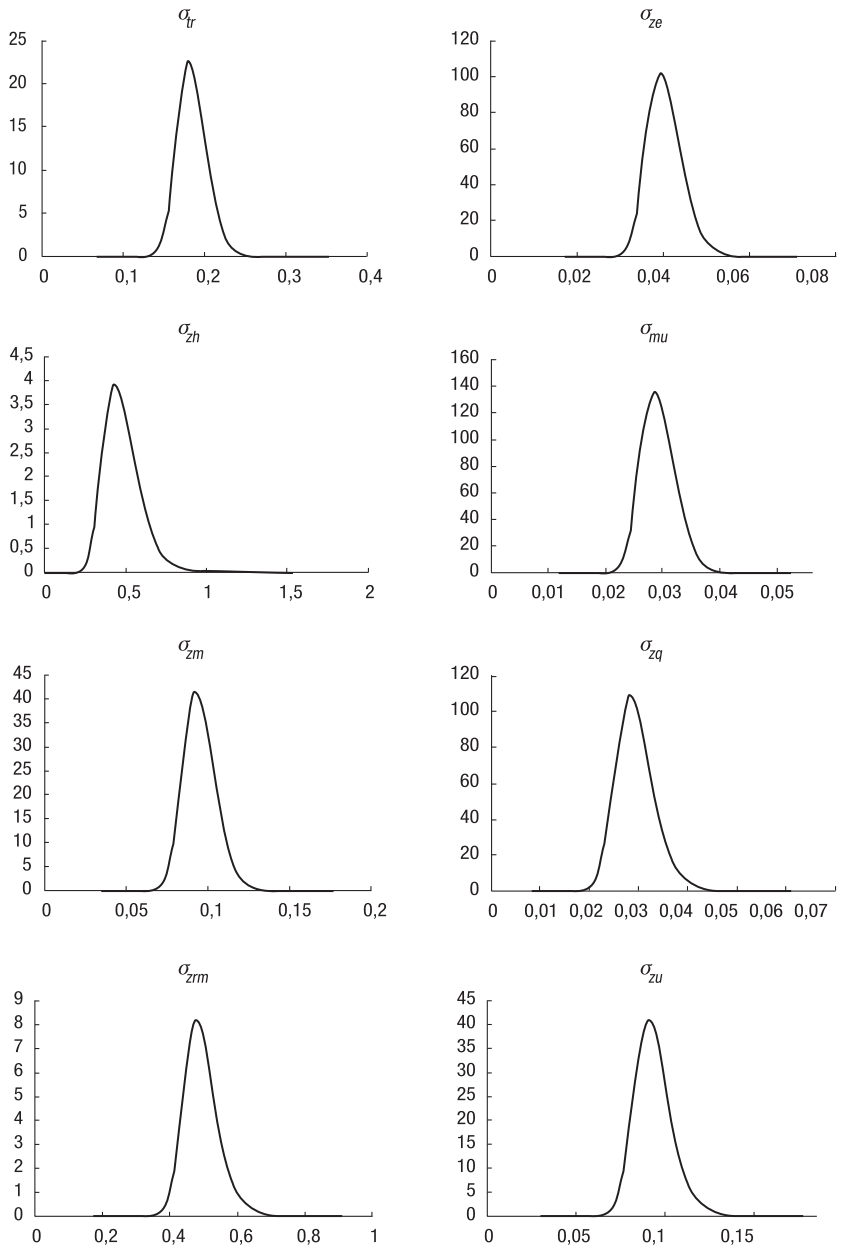


Gráfico A1. Distribuciones *posterior* de los parámetros de Calvo y las desviaciones estándar de los choques para el modelo base



(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
Coeficiente del valor agregado en la función de producción	α	0,9421
Coeficiente 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
Coeficiente 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	i^*	1,0123
Elasticidad de la demanda por exportaciones	μ	1,5131
Tasa de crecimiento de la población	$\bar{n}$	0,0030
Coeficiente 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	$\overline{qm}$	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^{rm}	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	$\overline{tr}$	0,0585
Parámetro asociado a la depreciación endógena	υ	0,6989
Grado de sustitución entre los usos domésticos del producto y las exportaciones	ν	3,6961
Coeficiente de participación del consumo sin distribución en los usos domésticos del producto	ν_c	3,2550
Coeficiente 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
Coeficiente de participación de los usos domésticos en el producto	ν_{nt}	0,2614
Coeficiente de participación de la distribución en los usos domésticos del producto	ν_r	3,9827
Coeficiente de participación de la inversión en los usos domésticos del producto	ν_x	36,4170
Parámetro de escala en la producción de consumo doméstico	$\overline{z}^{cd}$	1,3046
Parámetro de escala en la producción de distribución	$\overline{z}^{d}$	1,9752
Media del proceso exógeno asociado con la producción de bienes para exportar	$\overline{z}^{e}$	1,3657
Media del proceso exógeno asociado con la utilidad marginal del ocio	$\overline{z}^{h}$	104,3463
Media del proceso exógeno asociado con la tasa de interés bruta	$\overline{z}^{i}$	1,0000
Media del proceso exógeno asociado con la tasa de interés bruta externa	$\overline{z}^{ie}$	1,0000
Media del proceso exógeno asociado con la producción de bienes importados	$\overline{z}^{m}$	1,0166
Parámetro de escala en la producción de usos domésticos del producto	$\overline{z}^{nt}$	1,1268
Media del proceso exógeno asociado con la productividad	$\overline{z}^{q}$	0,5615
Media del proceso exógeno asociado con las materias primas	$\overline{z}^{rm}$	2,3405
Media del proceso exógeno asociado con la utilidad marginal del consumo	$\overline{z}^{u}$	0,1331
Media del proceso exógeno asociado con la producción de bienes para la inversión	$\overline{z}^{x}$	1,0227
Parámetro de escala en la producción de inversión doméstica	$\overline{z}^{xd}$	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 hechos[1]: 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 *et al.* (2004)	Ene. 1994 - Feb. 2003	65	13,2	1,5
Europa	Dhyne *et al.* (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 *et al.* (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.

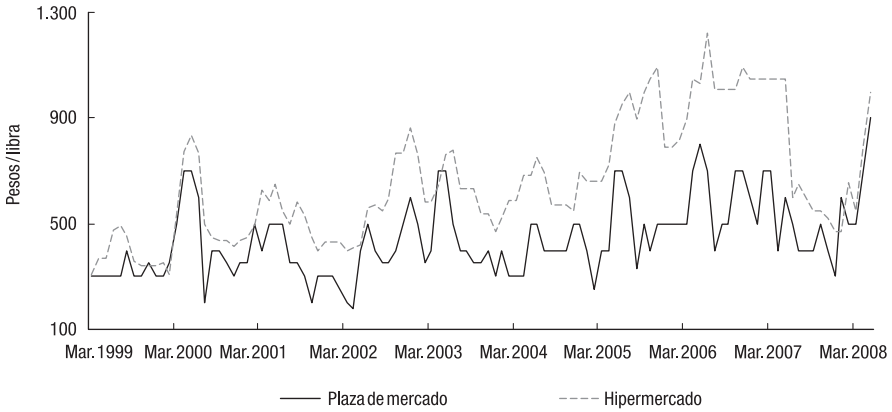
La base de datos original está conformada por 9.330.000 reportes de precios recogidos por el DANE para calcular el IPC de Colombia. Estos reportes están distribuidos entre 176 clases mínimas y cubre el período de marzo de 1999 a mayo de 2008. Hay un promedio de 80.431 reportes de precios por mes y siete 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.

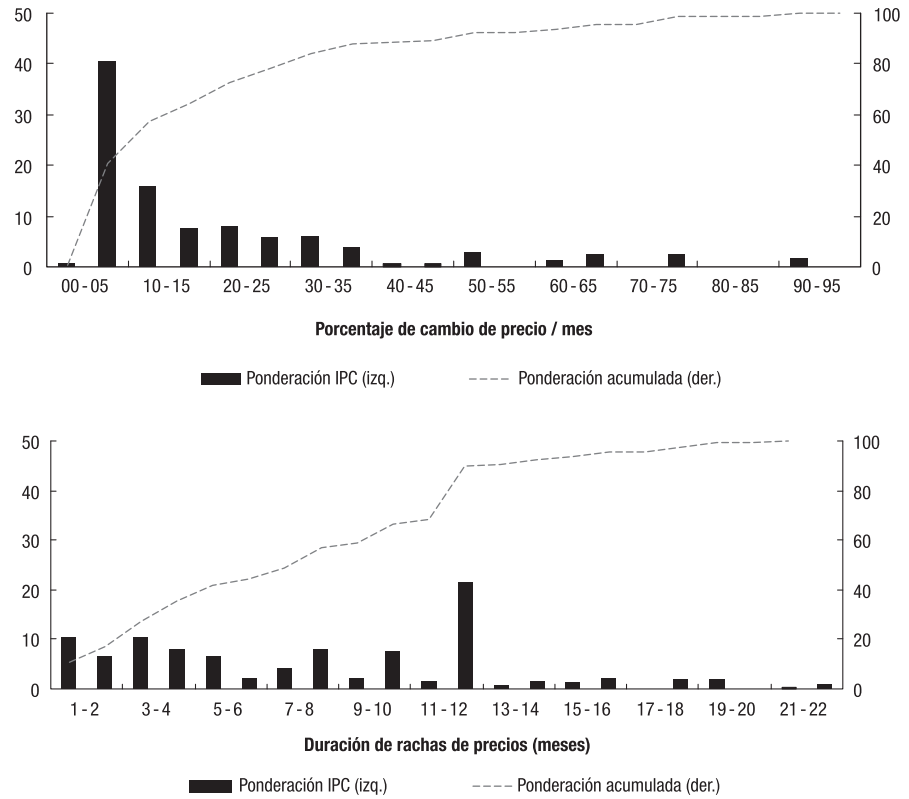
1. Resultados de la muestra agregada

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 muestra[2]. 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.

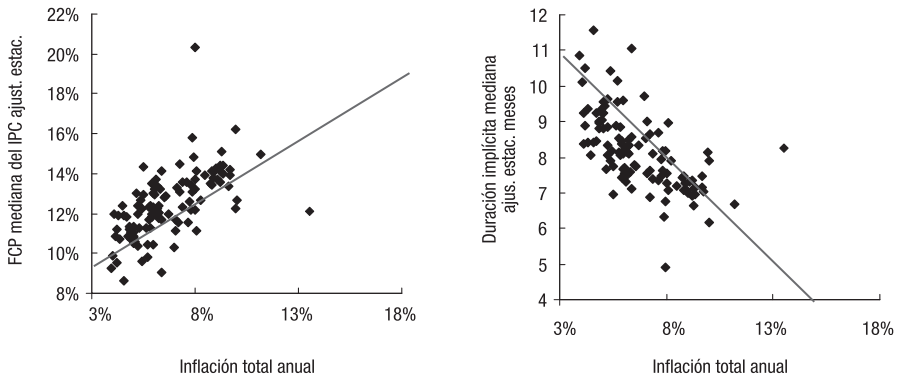
[2] La sorprendente flexibilidad de los precios al consumidor en Chile podría derivarse del hecho de que, dada la historia de hiperinflación de ese país, el precio de muchos artículos es generalmente vinculado a las unidades de fomento (UF), un índice que depende de la inflación pasada. El precio de 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.

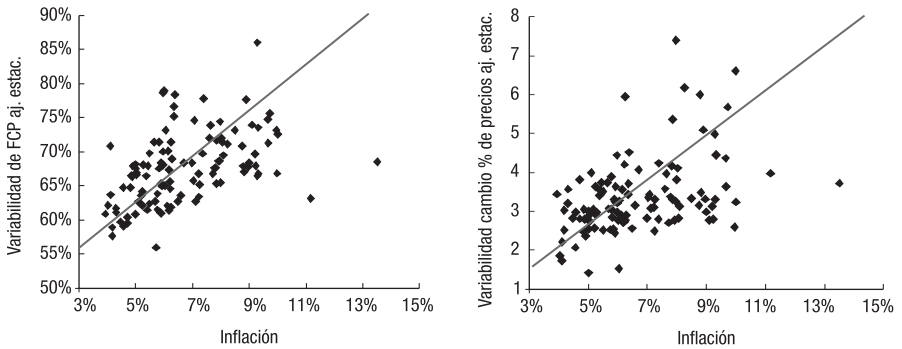
b. Inflación y la variabilidad de las distribuciones de la FCP y cambios porcentuales de precios

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



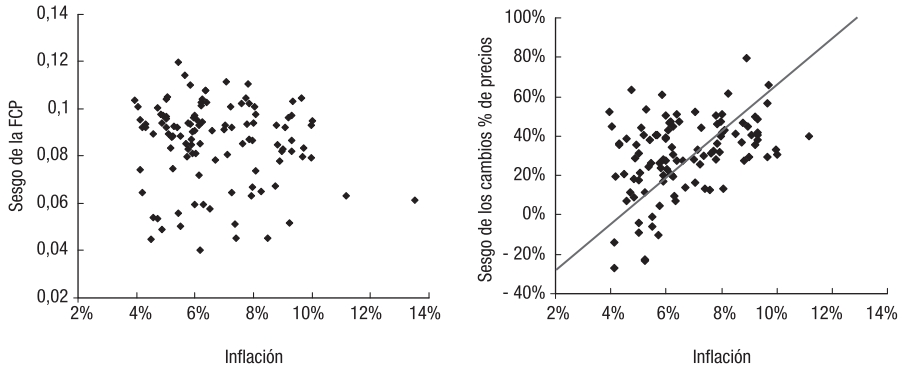
Fuente: cálculos de los autores con base en los precios reportados para la elaboración del IPC.

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.

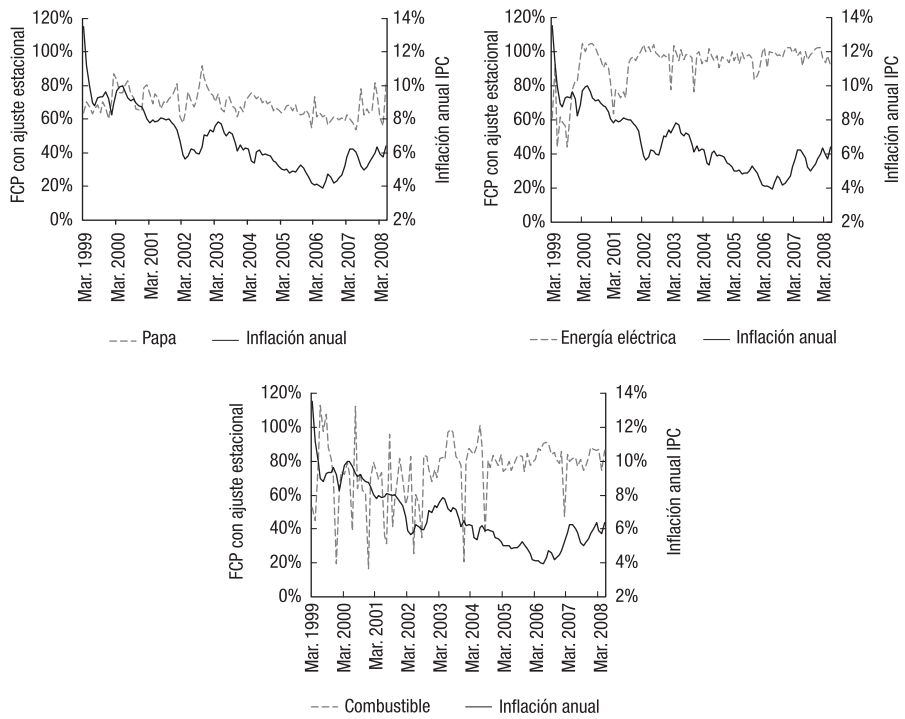
Debido a que la inflación disminuye, la rigidez de precios, ocasionada por la falta de simetría de la FCP, permanece inalterada. El sesgo de la distribución de la FCP es invariante a variaciones de la inflación, ya que la correlación entre la inflación y el sesgo de la distribución de la FCP no es estadísticamente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

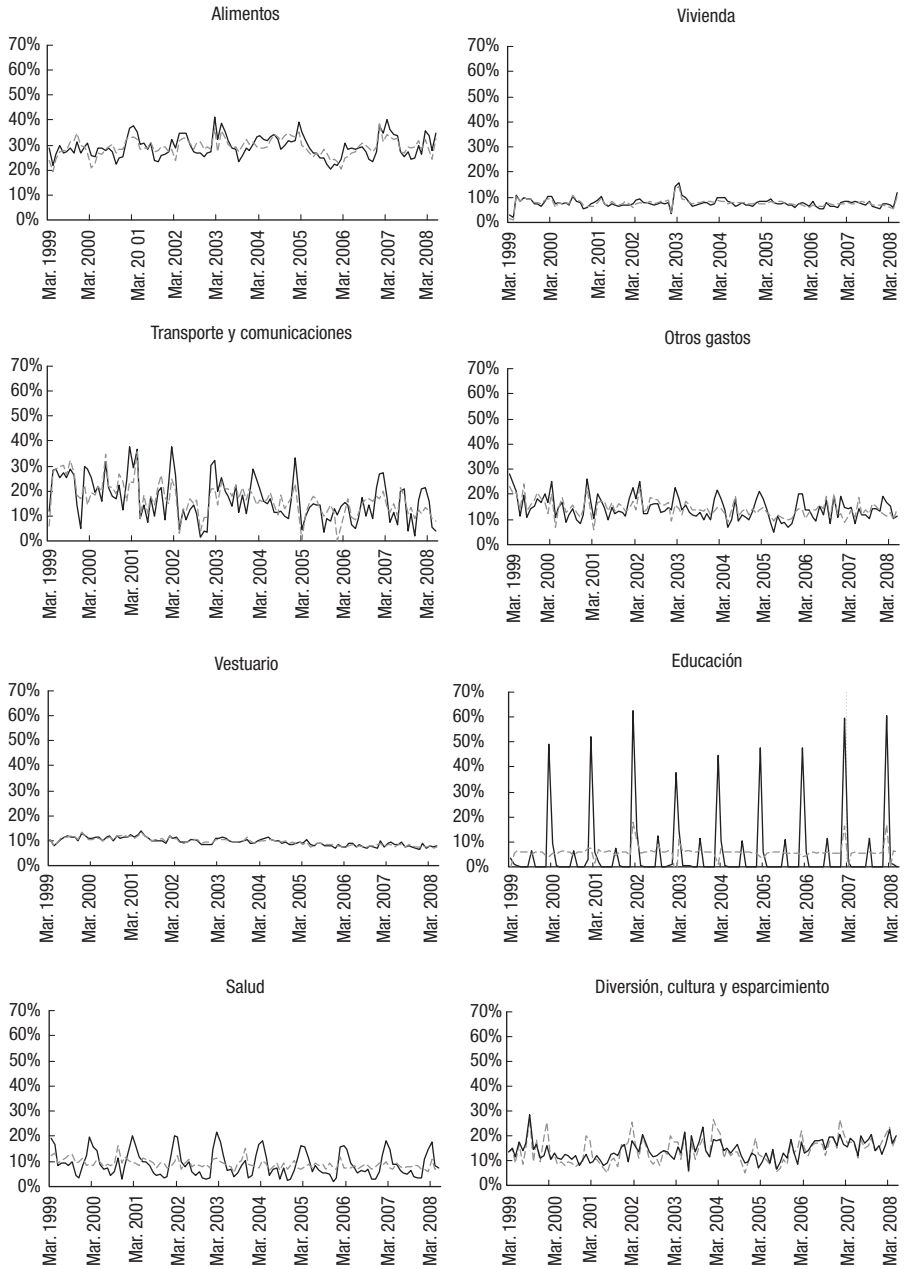


Fuente: cálculos de los autores con base en los precios reportados para la elaboración del IPC.

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.

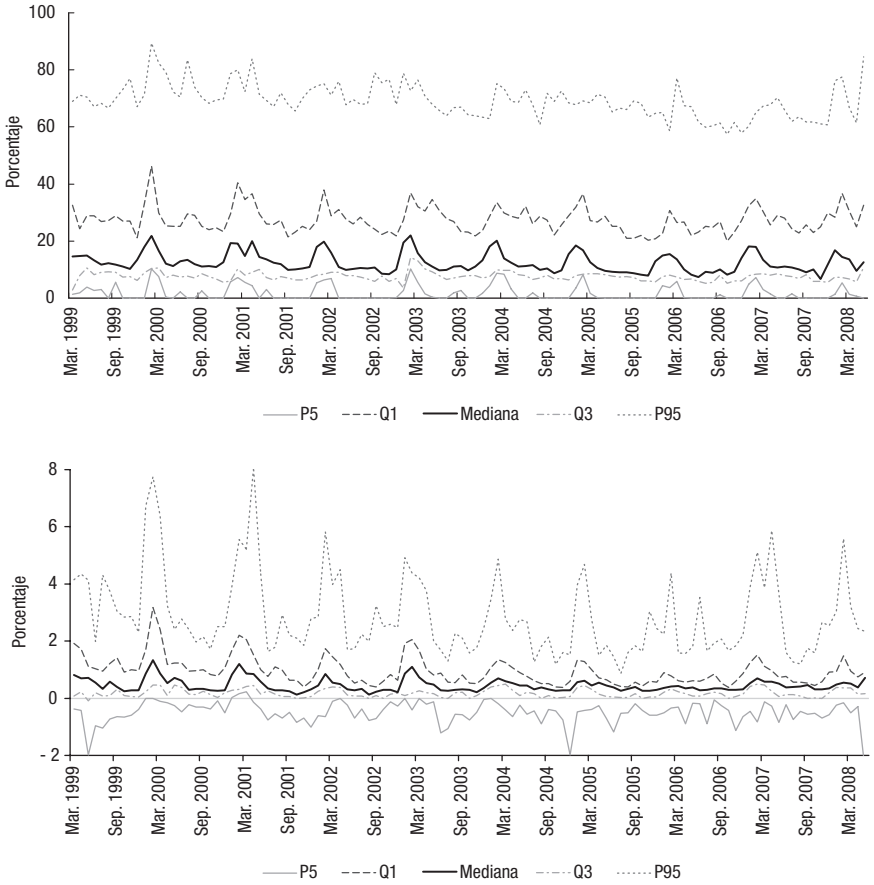
Patrones estacionales importantes se originan en la FCP en bienes como alimentos. La frecuencia de cambio de precios de artículos de alimentos aumenta suavemente de octubre a marzo y luego vuelve a bajar siguiendo el mismo patrón el resto del año.

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 semiprocesados, 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 semiprocesados, 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 lo 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.

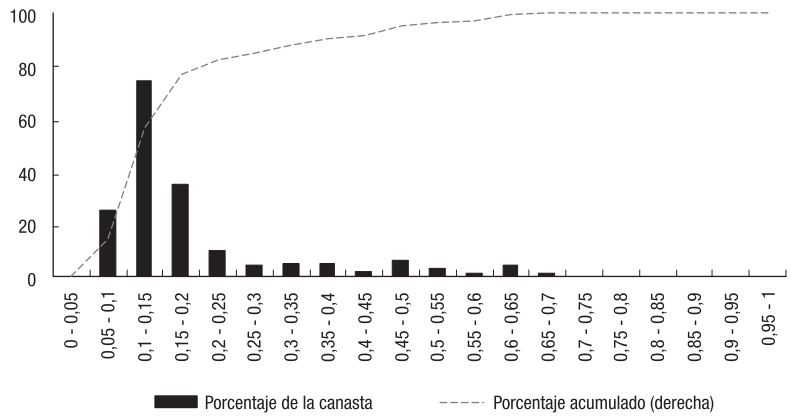
4. Sincronización en el cambio de precios

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

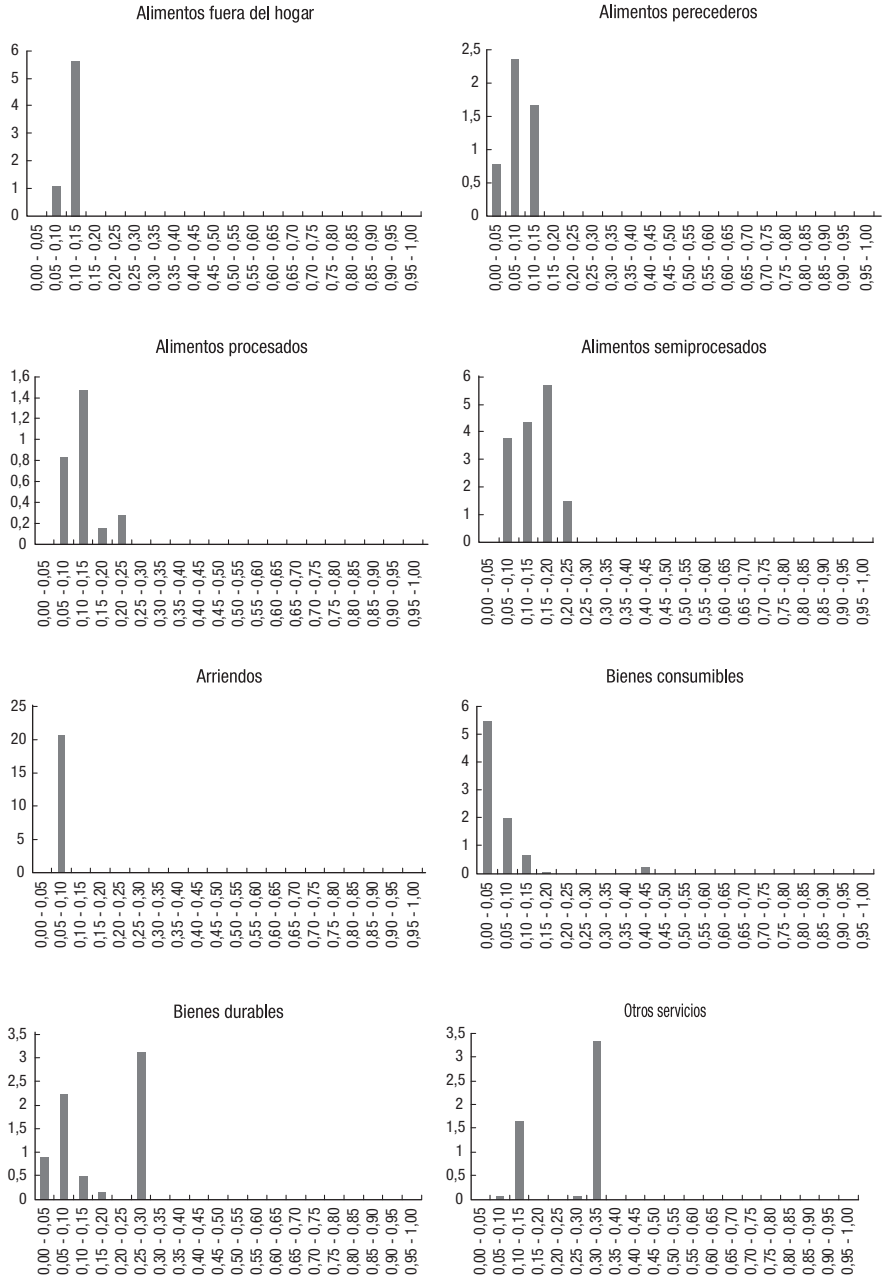


Fuente: cálculos de los autores con base en los precios reportados para la elaboración del IPC.

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.

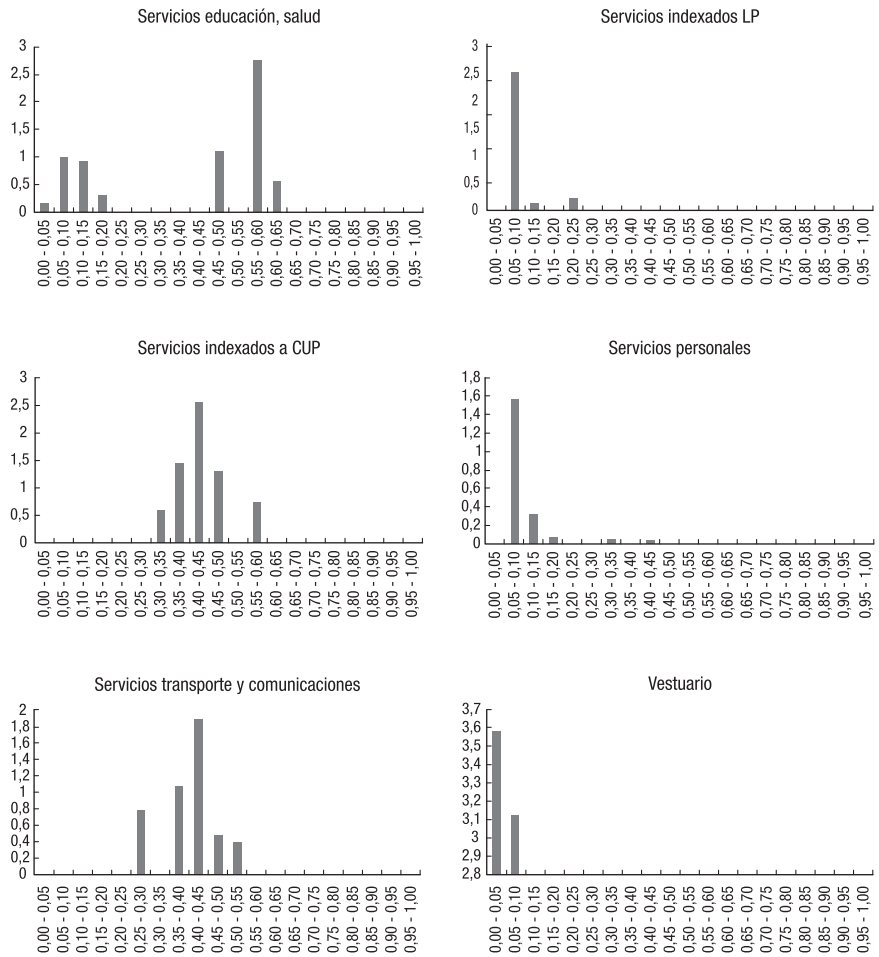
El Gráfico 10 muestra la distribución del índice de sincronización de Fisher-Konieczni para cada grupo de la clasificación que homogeniza la rigidez. Las barras verticales indican la ponderación del IPC para cada intervalo.

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

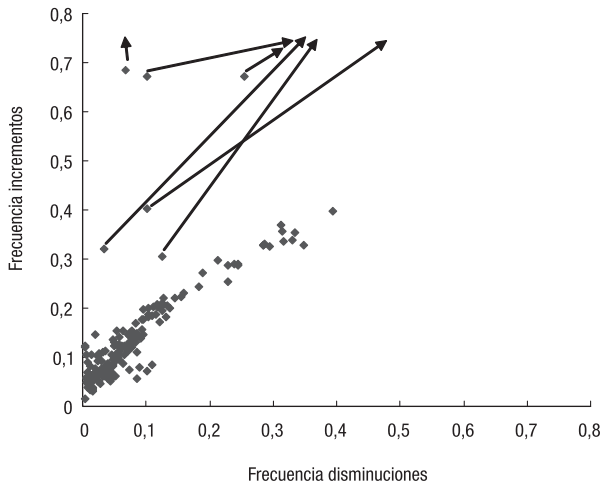
con los clientes. Una sincronización significativa se observa en bienes durables y en otros servicios como automóviles y servicios bancarios.

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).

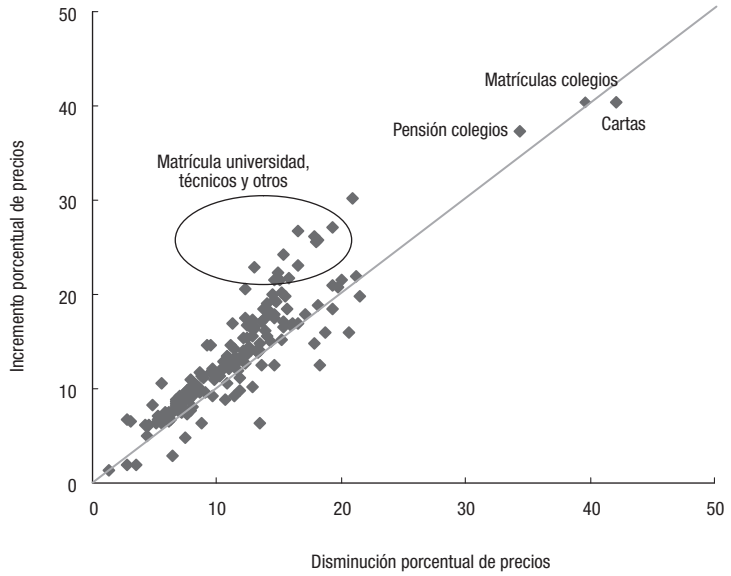
Finalmente, las reducciones de precio no son infrecuentes. Se encontró que el 40% de los cambios de precios corresponden a reducciones. Resultados similares fueron encontrados por Espinosa *et al.* (2001) para los precios al consumidor en Colombia, por Baudry *et al.* (2004) para Francia y por Dhyne *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 semiprocesados	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 semiprocesados 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 política[3].

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 Nº 46). European Central Bank.

Álvarez, L., & Hernando, I. (2004). *Price setting behaviour in spain, stylised facts using consumer price micro data* (Working Paper Series Nº 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 Nº 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 Nº 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 Nº 462).

Baudry, L., Biham, H., Sevestre, P., & Tarrieu, S. (2004). *Price rigidity: Evidence from the French CPI micro data* (Working Paper Series Nº 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 Nº 900).

Blanchard, O. (2008). *The state of macro* (NBER Working Paper Nº 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 Nº 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 Nº 511). European Central Bank.

Dias, M., Dias, D., & Neves, P. (2004). *Stylized features of price setting behavior in Portugal: 1992-2001* (Working Paper Series Nº 332). European Central Bank.

Eichembaum, 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, 851*, 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 Nº 20), Universidad de los Andes.

Jaramillo, C., & Cerquera¸ D. (1999). *Price behavior in an inflationary environment: Evidence from supermarket data* (Borradores Semanales de Economía, Nº 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 Nº 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 Nº 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 Nº 32), junio, disponible en http://www.banrep.gov.co/docum/ftp/borra032.pdf.

Poole, R., Ptacek, F., & 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 Nº 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 monetaria[1] (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 neokeynesiana. 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 monetaria[2] (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 manera[3] (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 rigideces 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 formula:

$$T = \frac{1}{F}, \tag{1}$$

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 constante[4].

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 incremente (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 dígito[5].

---

[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 $t = 1,2,3,...,T$ es el período de tiempo y $k = 1,2,3,...,K_{mj}$ identifica la categoría de producto reportada por el $j = 1,2,3,...,J_m$ informante que pertenece a la clase mínima $m = 1,2,3,...,M$. La tripleta (m, j, k) identifica de manera única la secuencia de precios.

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

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

$$\overline{T}_{mjk} = \frac{1}{N_{mjk}} \sum_{i=1}^{N_{mjk}} T_{mjki} \,. \tag{2}$$

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

$$\overline{T}_{m} = \frac{1}{\sum_{j=1}^{J_m} \sum_{k=1}^{K_{mj}} \alpha_{jk}} \sum_{j=1}^{J_m} \sum_{k=1}^{K_{mj}} \alpha_{jk} \overline{T}_{mjk} \,, \tag{3}$$

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:

$$\overline{T}_{n} = \frac{1}{\sum_{m=1}^{Mn} \alpha_{m}} \sum_{m=1}^{Mn} \alpha_{m} \overline{T}_{m} \,, \tag{4}$$

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 transversal[6]. 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:

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

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

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

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* perfecto[7] (véanse Aucremane y Dhyne, 2004, Diaz, 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 $FK = \sqrt{\frac{1}{T}\frac{\sum_{t=1}^{T}(p_t-\bar{p})^2}{\bar{p}(1-\bar{p})}} = \frac{\sqrt{s^2_{p_t}}}{\sqrt{\bar{p}(1-\bar{p})}}$, donde $\bar{p} = \frac{\sum_{t=1}^{T} p_t}{T}$ y $s^2_{p_t}$ 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 $s^2_{p_t} = \bar{p}(1-\bar{p})$, 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 $s^2_{p_t}$ 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 una 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 $\pi_t = FPC_t \overline{D(P_t)} + \overline{FPC_t} D(P_t) + (FPC_t - \overline{FPC_t})(D(P_t) - \overline{D(P_t)}) - \overline{FPC_t}\,\overline{D(P_t)}$ se encuentra una descomposición exacta de la varianza, $V(\pi_t) = FPC_t^2 V(D(P_t)) + V(FPC_t \overline{D(P_t)} + (FPC_t - \overline{FPC_t})(D(P_t) - \overline{D(P_t)})) + 2Cov_t$, donde $Cov_t = Cov(\overline{FPC_t} D(P_t), FPC_t \overline{D(P_t)} + (FPC_t - \overline{FPC_t})(D(P_t) - \overline{D(P_t)}))$.

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 Nº 46). European Central Bank.

Álvarez, L., Buriel, P., & Hernando, I. (2005). *Do decreasing hazard functions for price changes make sense* (Working Paper Series Nº 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 Nº 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 Nº 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 Nº 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 Nº 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 Nº 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 Nº 524). European Central Bank.

Dias, M., & Dias, D. (2004). *Stylized features of price setting behavior in Portugal: 1992-2001* (Working Paper Series Nº 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 Nº 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 Nº 699). European Central Bank.

Golosov, M., & Lucas, R. (2003). *Menu costs and Phillips curves* (Working Paper Nº 10187). NBER.

Hofstetrer, 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 Nº 511). DANE.

Jaramillo, C., & Cerquera, D. (1999). *Price behavior in an inflationary environment: Evidence from supermarket data* (Borradores Semanales de Economía Nº 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 dissagregated 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 Nº 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 Nº 703). Banco de España.

Vermeulen, P., & Vilmunen, J. (2005). *Sticky prices in the EURO area: A summary of the micro evidence* (Working Paper Series Nº 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 sobrevivencia; 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 (I4% D4%)
Italia	15%	6	No	Baja	N/A	No (I4,5% 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 sobrevivencia; 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

		Producidos y consumidos			Importaciones		
Destino	Cambio	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
CIIU1_AGRIC	1	0,89	0,02	2.562,79	< 0,0001
Origen*CIIU1 AGRIC	1	1,00	0,02	2.786,88	< 0,0001
Origen*CIIU1_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

		Producidos y consumidos			Importaciones		
Destino	**Regla**	**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

		Importados			Producidos y consumidos		
Destino	**Cambio**	**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 CIIU 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

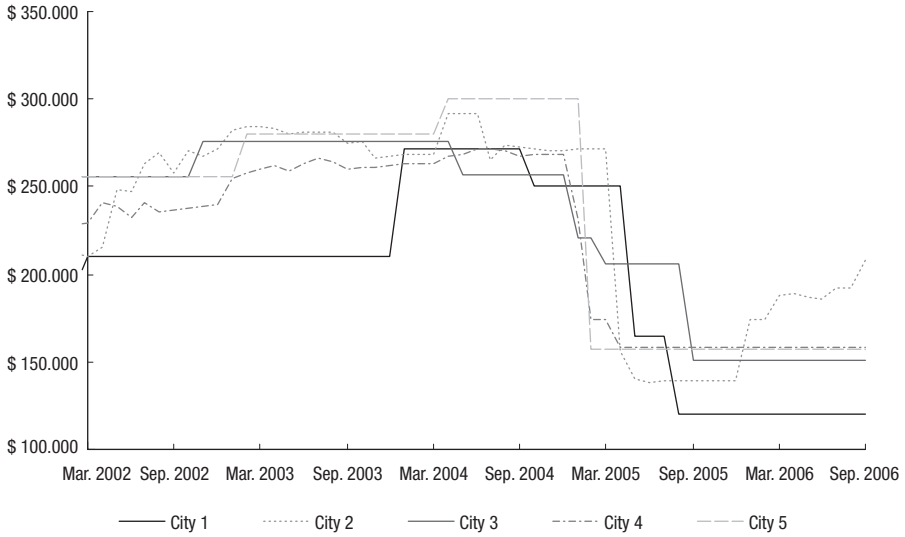


Gráfico A2.2a. Frecuencia estimada de cambio de precios total y por destino

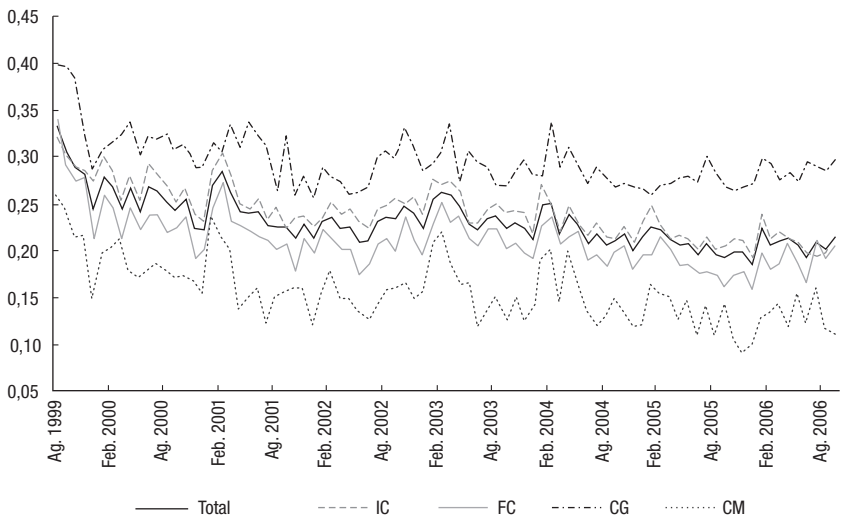


Gráfico A2.2b. Duración estimada total y por destino

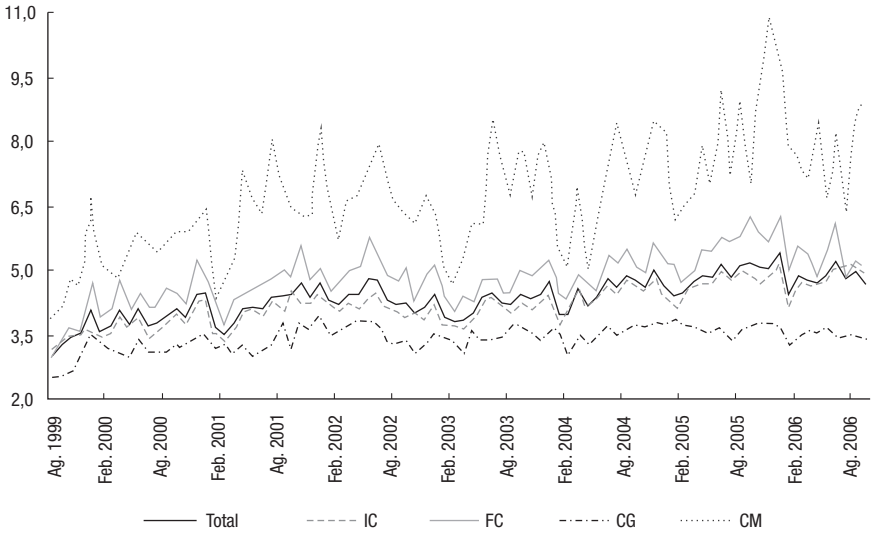
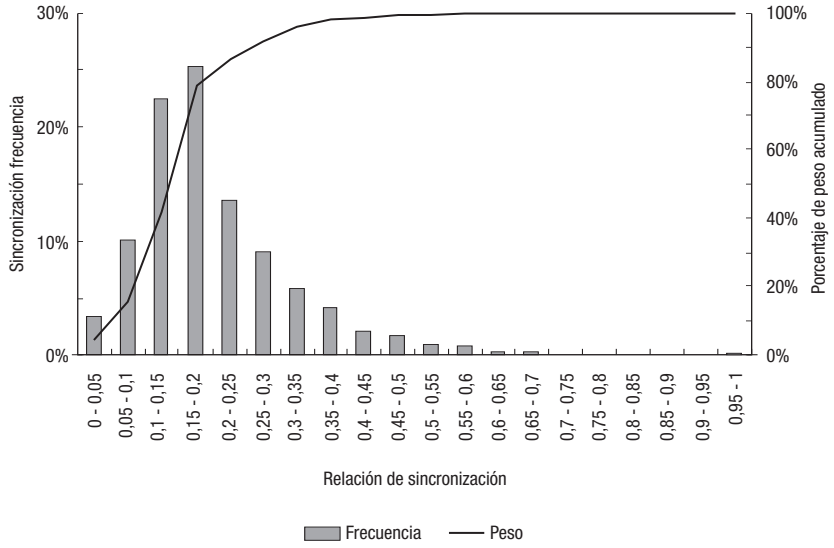


Gráfico A2.3. Índice de sincronización



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 precios[1], 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 economía[2]. 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-Meier[3] 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 $\hat{h}(t) = d_i / n_i$, donde d_i es el número de rachas que se terminan en el período t y n_i 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

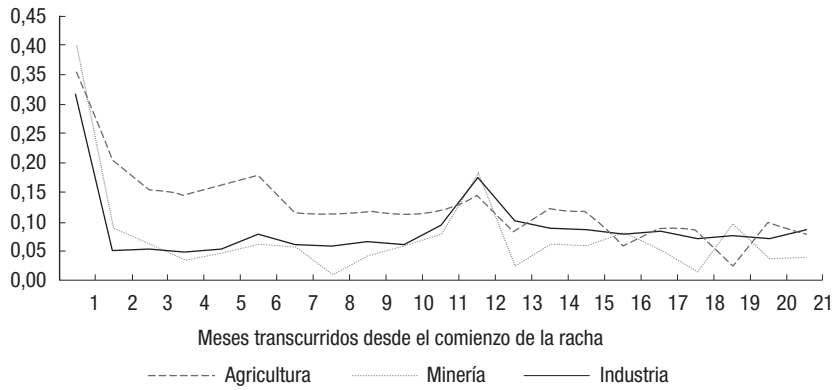


Gráfico 1.2. Según la concentración del mercado

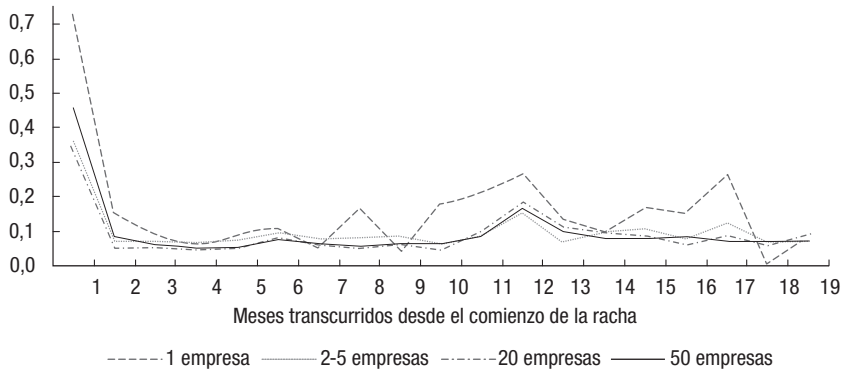
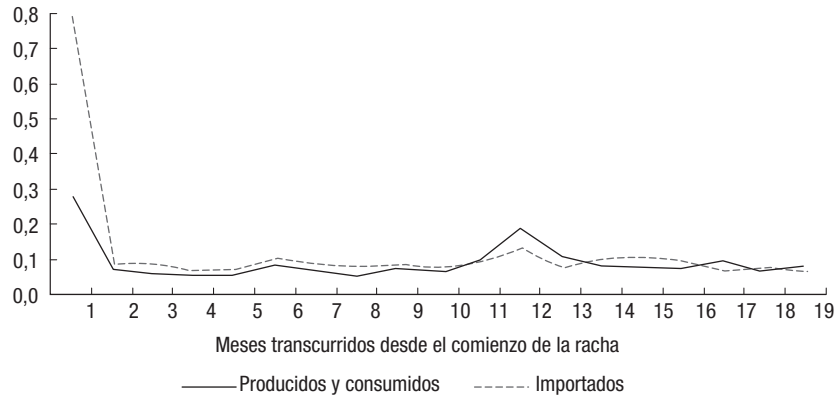


Gráfico 1.3. Según la procedencia de los bienes



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:

$$h(t \mid x) = h_0(t)\exp(\sum\nolimits_{i=1}^{p} \beta_i x_i)\,, \qquad (1)$$

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_t 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_t. 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:

$$h_j(t \mid x) = h_{0j}(t)\exp(\sum_{i=1}^{p}\beta_i x_i) \quad j = 1,...s \quad estratos. \tag{2}$$

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: $H_0 : h_1 = h_2 = ... = h_{12}$. 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.

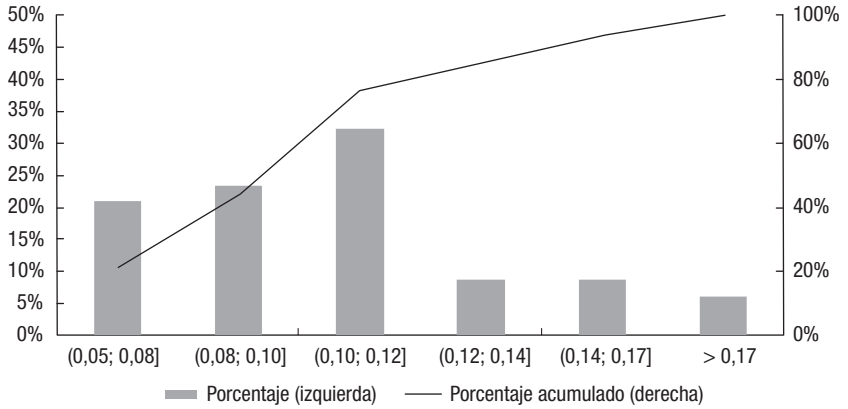
1) El porcentaje de estratos que son consistentes con las predicciones del modelo de Calvo, de *hazard* constante, alcanza el 36,3%. Además, cabe destacar que de los estratos en donde la *hazard* no es constante el 32,3% corresponde a patrones con *hazard* creciente. Es de anotar que el 68,6% de los 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 *hazard*	%
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.

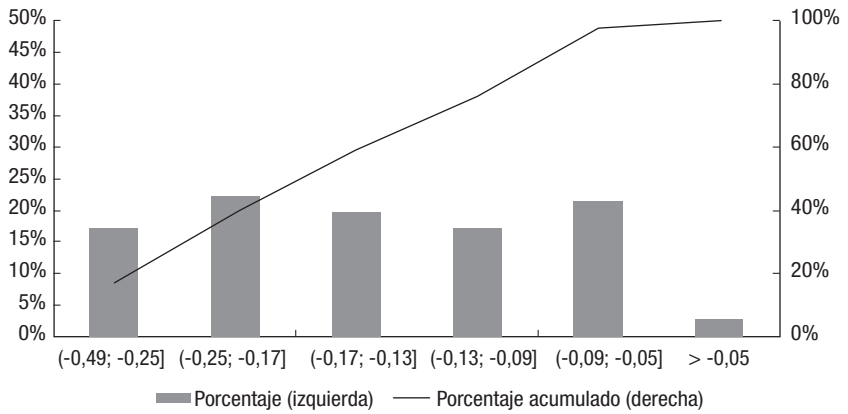
El Gráfico 3 muestra que hay considerable heterogeneidad en la magnitud del impacto de la inflación sobre la probabilidad de cambiar los precios.

Cuadro 2. Pruebas sobre los parámetros asociados con inflación acumulada

Clasificación económica	Incremento de precios Parámetros positivos y significativos	Disminución de precios 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 diminuciones 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 *N* = 201		Disminución de precios *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: $h_1 = \ldots = h_{12}$ es escogida. La primera columna reporta los modelos para los cuales la hipótesis nula de no dependencia del estado (H_0: $\beta_{inf} = 0$) 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, $0 < s_1 < s_2 < ... < s_{12}$. Esto es, se tienen los $J = 12$ intervalos de la siguiente forma: $(0,1],(1,2],(2,3],...(11,12]$. 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:

$$L(\lambda / D) = \prod_{i=1}^{n} \prod_{j=1}^{12} [\lambda_j]^{\partial_{ij} v_i} EXP\left\{-\partial_{ij}\left[\lambda_j (y_i - s_{j-1}) + \sum_{g=1}^{j-1} \lambda_g (s_g - s_{g-1})\right]\right\}, \quad (3)$$

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 $j = 1,2,...,12$, 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:

$$\lambda_k \mid \lambda_1, \lambda_2, ..., \lambda_{k-1} \sim \varsigma\left(\alpha_k, \frac{\alpha_k}{\lambda_{k-1}}\right). \tag{5}$$

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 Wald[4] 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: $\chi_S^2 = (\hat{\theta} - \theta_0)\, I(\hat{\theta})(\hat{\theta} - \theta_0)'$.

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:

$$h(t \mid X_i, \theta) = h_0(t) \exp(\beta' X_{it}), \tag{6}$$

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:

$$L(\beta, \lambda / D) = \prod_{i=1}^{n} \prod_{j=1}^{J} (\lambda_j \exp(x_i' \beta))^{\partial_{ij} v_i} \exp\left\{ \begin{Bmatrix} -\partial_{ij} [\lambda_j (y_i - s_{j-1}) + \\ \sum_{g=1}^{j-1} \lambda_g (s_g - s_{g-1})] \exp(x_i' \beta) \end{Bmatrix} \right\}. \tag{7}$$

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.

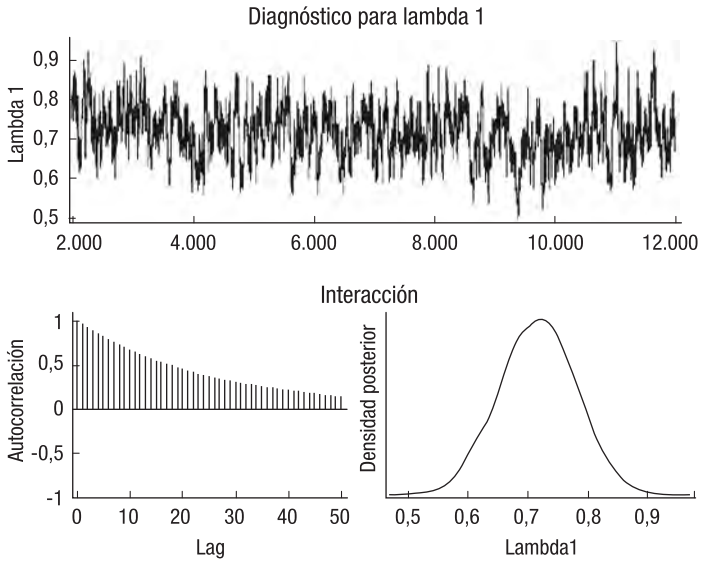
Anexo 3. Ejemplo de aplicación

Cuadro A3.1. Pruebas sobre la convergencia de la cadena de Markov

	Geweke		Tamaño de muestra efectiva			Autocorrelación de la muestra posterior			
Parámetro	***z***	***Pr* > Izl**	**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

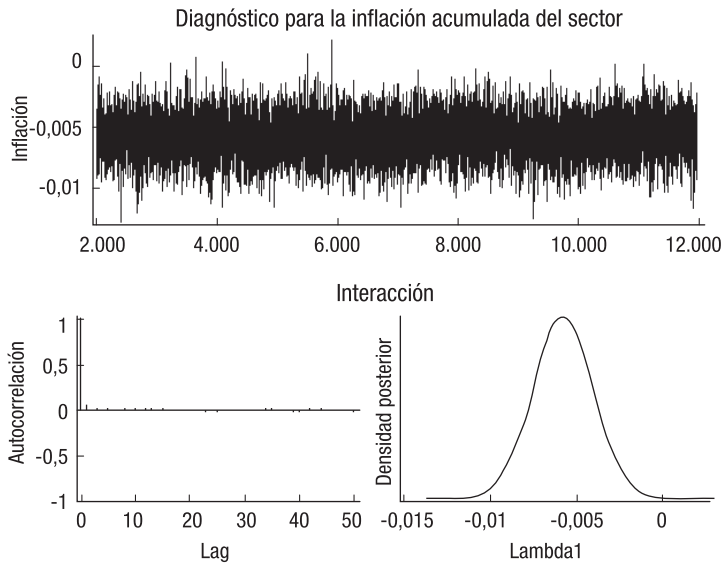
Fuente: precios reportados para el cálculo del IPP, Banco de la República, cálculos del autor.

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



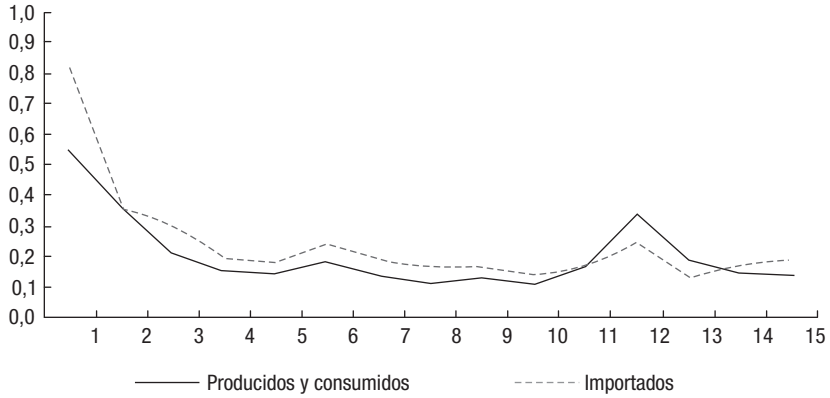
Fuente: precios reportados para el cálculo del IPP, Banco de la República, cálculos del autor.

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

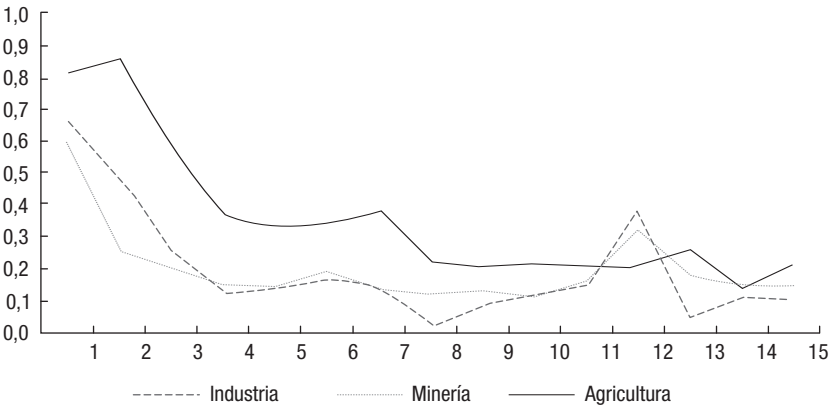
Fuente: precios reportados para el cálculo del IPP, Banco de la República, cálculos del autor.

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 Eichembaum 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 precio[1]. 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 $k = nT;\ n = 1, 2, 3, \ldots$, 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*, $h_D(k) = \dfrac{f_D(k)}{S_D(k)}$.

citos 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 gasto[2]. 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.

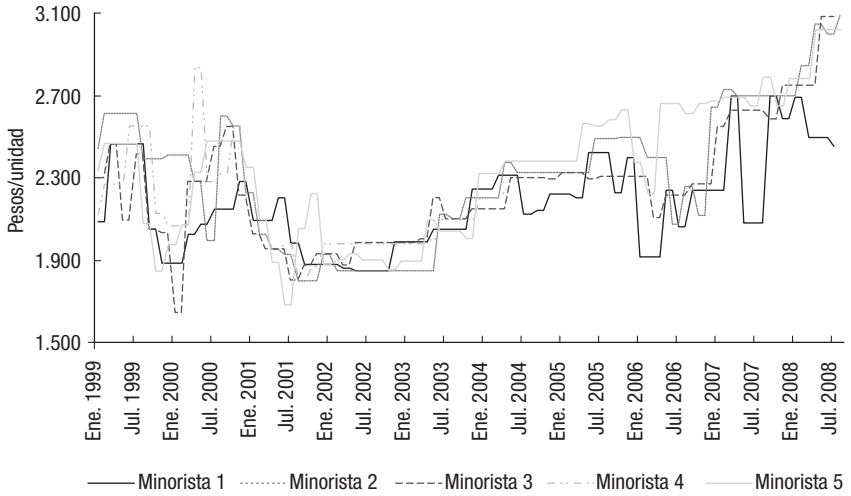
Una secuencia de precios es una sucesión interrumpida de reportes de precios de una variedad que tiene una marca específica (no observada) ofrecida por un minorista particular en una ciudad determinada. Cada secuencia de precios se compone de rachas sucesivas de precios, que son reportes ininterrumpidos 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 ECONOMÉTRICA

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:

$$\lambda_{ij}(t) = \lambda_0(t) e^{\mathbf{x}_{ij}^T(t)\beta + Z_j}, \tag{1}$$

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 $x_{ijj}(t)$ 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 $x_{ijj}(t)$ 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

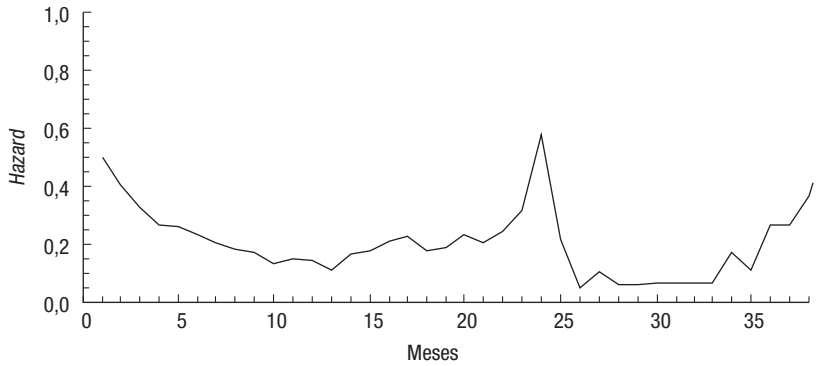
El Gráfico 2 muestra la función *hazard* estimada para las 16.224 duraciones de las correspondientes rachas de precios del arroz para seco. Para esta estimación se hizo caso omiso de la heterogeneidad observada y de la no observada, se eliminó la primera racha de precios de cada secuencia y se modeló 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.

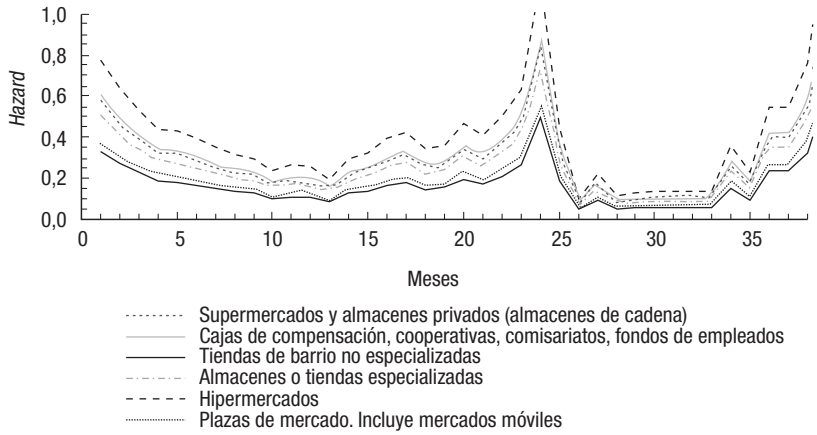
Si se supone que las funciones *hazard* son proporcionales, los regresores de la ecuación (1) son *dummies* que indican el tipo de minorista al que pertenece la duración. Para evitar la colinealidad, se toma como base el tipo plazas de mercado y mercados móviles y, en consecuencia, su *hazard* es la *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 $i = 1, 2, \ldots, m-1$, 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 especializados. Finalmente, los precios más rígidos se encuentran en las tiendas de barrio no especializadas[3].

---

[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 Exp(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 crecencia 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 Pr(>|z|) muestra el *p*-valor, 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_k} 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.

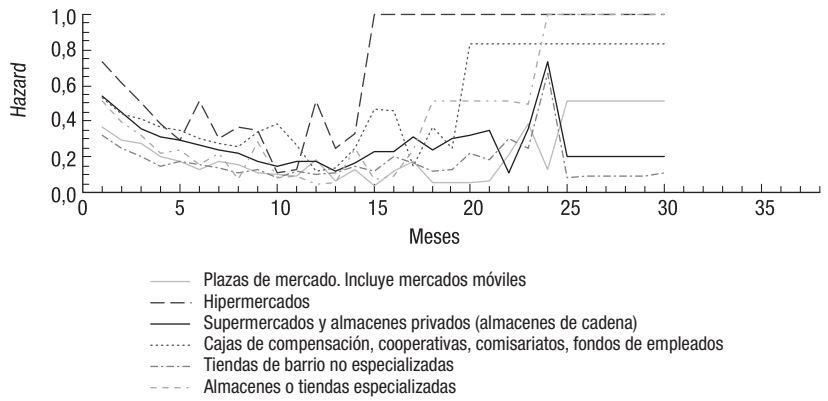
Además, se rechaza la hipótesis de proporcionalidad de las funciones *hazard* de distintos minoristas. La prueba de Grambsch y Therneau (1994) para la nula de funciones *hazard* proporcionales tiene una estadística chi-cuadrado de 17,83 con un *p*-valor de 0,002, lo que indica que se cruzan las *hazard* 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, semiprocesados 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 semiprocesados 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 semiprocesados	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 *hazard* Incremento	Efecto de la inflación *hazard* 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.

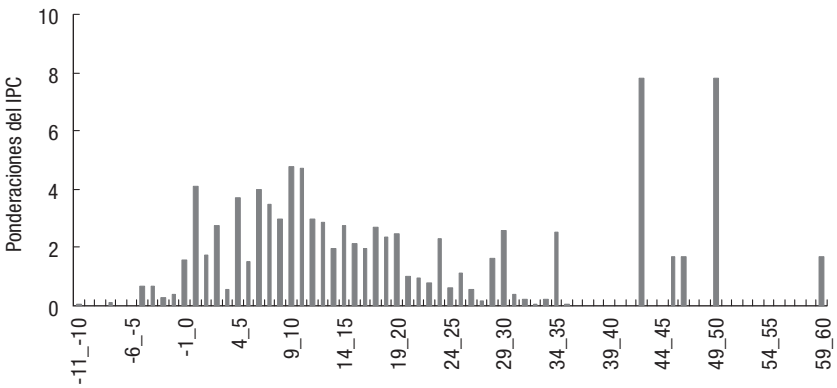
El efecto de la inflación es muy moderado para las variedades que tienen precios flexibles. Efectos muy pequeños de la inflación sectorial acumulada ocurren para las variedades de alimentos perecederos y de servicios indexados al costo unitario de producción (CUP). Para estas variedades, que son muy 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.

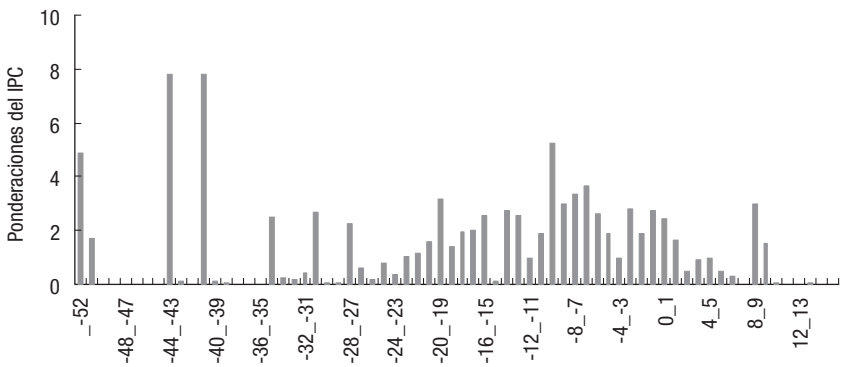
Las barras correspondientes a coeficientes superiores a 42 corresponden a las cinco diferentes variedades de arrendamiento. Para estas, un incremento de cien pbs de la inflación acumulada sectorial incrementa la *hazard* de un incremento del precio del arriendo en 57%, por lo menos. Las barras correspondientes 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 *hazard* Incremento	Efecto de la devaluación *hazard* Disminución
Alimentos perecederos	-0,8	0,5
Alimentos semiprocesados	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.

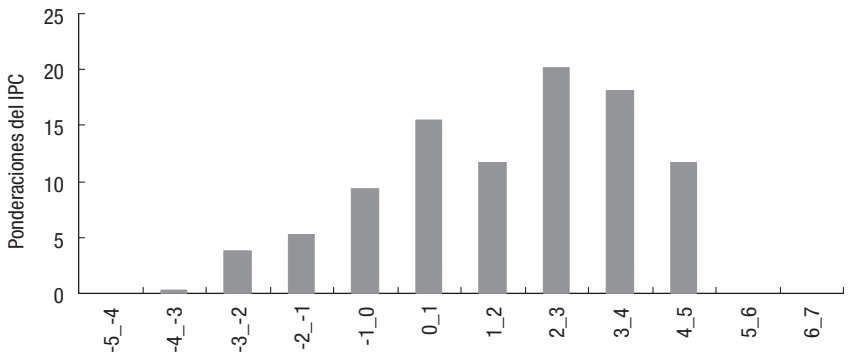
Sin embargo, las magnitudes podrían relacionarse con diferencias en transabilidad entre los bienes. En efecto, la sensibilidad de la *hazard* de los aumentos de los precios de los alimentos a los incrementos en la devaluación es inversamente proporcional a la perecibilidad (como inverso de la transabilidad) 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.

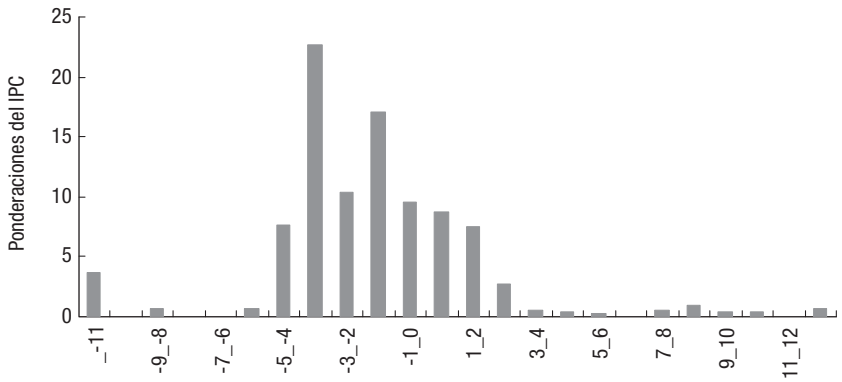
Las variedades con coeficientes entre 3 y 5 incluyen la gasolina para transporte y algunos servicios de transporte, el pasaje aéreo, el servicio de energía eléctrica y algunos bienes consumibles y durables que son importados.

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 esta 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 *hazard* Incremento	Efecto de la brecha del PIB *hazard* 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 semiprocesados	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, semiprocesados 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 sorpresivos. 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 semiprocesados, 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 Nº 511). European Central Bank.

Eichembaum, 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 microeconometric investigation* (ECB Working Paper Nº 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 Nº 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 Nº 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.