CEMLA
CENTRO DE ESTUDIOS MONETARIOS LATINOAMERICANOS

Programa de Investigación Conjunta
XV Reunión de la Red de Investigadores
de Bancos Centrales del Continente Americano

Dinámica inflacionaria, persistencia y formación de precios y salarios

Editores:
Laura D'Amato
Enrique López Enciso
María Teresa Ramírez G.

DINÁMICA INFLACIONARIA, PERSISTENCIA, Y FORMACIÓN DE PRECIOS Y SALARIOS

Dinámica inflacionaria, persistencia, y formación de precios y salarios

PROGRAMA DE INVESTIGACIÓN CONJUNTA
RED DE INVESTIGADORES DE BANCOS CENTRALES
DEL CONTINENTE AMERICANO

CENTRO DE ESTUDIOS MONETARIOS LATINOAMERICANOS
México D. F. 2013

Primera edición, 2013

© Centro de Estudios Monetarios Latinoamericanos, 2013
Durango núm. 54, México D. F., 06700
Derechos reservados conforme a la ley
ISBN 978-607-7734-46-8

Impreso y hecho en México
Printed and made in Mexico

Prólogo

Con el objetivo de impulsar la investigación de temas económicos de interés mutuo y a la vez aprovechar sinergias, la Junta de Gobierno del CEMLA, a instancias de su entonces presidente, el señor Martín Redrado, tomó la decisión en 2005 de fomentar actividades de investigación conjunta entre los bancos centrales miembros del Centro. Así, en julio del mismo año se reunieron los jefes de estudio de los bancos centrales integrantes del Comité Directivo de la Red de Investigadores de Bancos Centrales del CEMLA para analizar la mejor forma de poner en marcha el programa de investigación conjunta. Posteriormente, tras analizar los proyectos que se estaban realizando en cada uno de los bancos centrales miembros del Comité, se identificaron los temas de interés que podrían ser abordados con una metodología común. Además, se sugirió que estos trabajos fueran presentados en las reuniones anuales de la Red de Investigadores y publicados en una edición especial. La propuesta se aprobó formalmente en octubre de 2005 en el marco de la X Reunión de la Red de Investigadores del CEMLA. En 2006 se elaboraron los términos de referencia de la primera investigación conjunta, que derivaron en la publicación del primer libro en 2008, con el título *Estimación y uso de variables no observables en la región*.

Desde entonces, el CEMLA ha impulsado proyectos anuales de investigación conjunta entre su membrecía. La selección de los temas de investigación recae en los jefes de estudio de los bancos centrales miembros del Comité Directivo de la Red de Investigadores. Además, representantes de los bancos centrales participantes fungen de manera voluntaria como coordinadores temáticos de cada uno de estos proyectos.

En este contexto, en 2009 se decidió llevar a cabo la investigación conjunta denominada "Dinámica inflacionaria, persistencia, y formación de precios y salarios". La importancia de este tema es obvia: la comprensión adecuada de la dinámica inflacionaria es indispensable para la modelación y formulación de la política monetaria.

Los artículos están divididos en tres temas: *i)* persistencia inflacionaria; *ii)* formación de precios; y *iii)* rigideces de salarios. En el caso del primero de ellos, el libro incluye seis artículos enfocados en términos generales

a identificar cambios en la inflación de tendencia, así como en el grado de persistencia de la inflación. El segundo tema reúne cuatro artículos en los que se aborda la formación de precios desde un enfoque microeconómico, ya sea mediante encuestas directas a productores, o bien con base en cálculos de frecuencia y duración que utilizan microdatos provenientes de los índices de precios al consumidor o de los puntos de venta minoristas; tras el análisis de esta información, de manera general los autores identifican el comportamiento de los productores en la fijación de precios y los cambios que resultan de choques de inflación. El libro concluye con dos artículos sobre rigideces salariales, que también se fundamentan en una perspectiva microeconómica; con este fin, los investigadores utilizan encuestas salariales tanto en el plano individual como agregado por tipo de empresa o sector empresarial, lo que les permite identificar algunas relaciones entre el nivel salarial (y su rigidez –grado y dirección–) y la edad promedio de los trabajadores, el tipo de empresa y el estado de la economía, entre otros factores, con miras a obtener información de apoyo para la toma de decisiones de política económica.

Si bien esta temática había sido estudiada de manera amplia en años recientes, en el caso de América Latina los trabajos se habían concentrado en algunas de las economías de la región, y no se habían realizado esfuerzos por analizarla en el marco de un esfuerzo común. Los 12 artículos incluidos en este libro fueron escritos por investigadores de Argentina, Brasil, Chile, Colombia, Costa Rica, México, Uruguay y Venezuela, a quienes se les agradece su interés y disposición en el desarrollo de esta investigación conjunta, que estamos seguros será de gran utilidad para los interesados en el tema tanto en nuestra región como fuera de esta.

Javier E. Guzmán Calafell
Director General, CEMLA
Enero de 2012

COORDINADORES TEMÁTICOS

Los subtemas de esta investigación conjunta fueron coordinados por Laura D'Amato (persistencia inflacionaria); Enrique López Enciso (formación de precios); y María Teresa Ramírez (rigideces de salarios). A continuación se presentan breves biografías de los tres coordinadores temáticos y coeditores de esta publicación.

Laura D'Amato

Gerente principal de Investigaciones Económicas en el Banco Central de la República Argentina (BCRA) desde diciembre de 2005. Previo a ello se desempeñó como analista principal en esa misma área, y como analista en el Departamento de Análisis Monetario y en el Departamento de Administración de Reservas Internacionales del BCRA.

Obtuvo el título de doctora en Economía en la Universidad Nacional de La Plata y tiene la maestría en Políticas Públicas por la Universidad Torcuato Di Tella. Obtuvo su título de grado en Economía en la Universidad de Buenos Aires.

Sus responsabilidades actuales en el área de Investigaciones Económicas incluyen coordinar y dirigir proyectos de investigación; realizar análisis en las áreas de economía monetaria, macroeconomía, y economía bancaria y financiera; así como desarrollar modelos de pronóstico macroeconómico.

Ha publicado artículos en diversas revistas académicas regionales e internacionales en temas de economía monetaria, macroeconomía y microeconomía bancaria, entre ellos: "Prudential regulations, restructuring and competition: the case of the Argentine banking industry" (en colaboración), en *Research in Banking and Finance*, vol. 1, 2000; "On the kindness of strangers?: The impact of foreign entry on domestic banks in Argentina (en colaboración), en "The Internationalization of financial Services", S. Claeesens y M. Jansen editores, *The World Bank, Kluwer Law International*; "The Argentine Banking and Exchange Crisis of 2001: Can we Learn Something New About Financial Crisis?" (en colaboración), en *Money Affairs*, CEMLA, 16, 2003; "Understanding the money-prices relationship under low and high inflation regimes: Argentina 1977-2006" (en colaboración), en el *Journal of International Money and Finance*, vol. 28, 2009; y "Using the Flow of High Frequency Information for Short Term

Forecasting of Economic Activity in Argentina" (en colaboración), en *Ensayos Económicos*, BCRA, vol. 1(64), 2011.

Es también profesora de Macroeconomía y de Tópicos de Economía y Política Monetaria en la facultad de Ciencias Económicas de la Universidad de Buenos Aires.

Enrique López Enciso

Investigador principal de la Unidad de Investigaciones del Banco de la República, de Colombia, y asesor de la Dirección de Programación e Inflación en la misma entidad. Se graduó de economista en la Universidad Nacional de Colombia con una tesis meritoria con el título *Investigación y cambio tecnológico en la agricultura colombiana*. Hizo estudios de especialización en París en la Escuela de Estudios Superiores en Ciencias Sociales (EHESS), Escuela Normal Superior (ENS) y la Escuela Nacional Superior de Administración y Estadística (Ensae), donde obtuvo un diploma de estudios avanzados (DEA) en Análisis y Política Económica. Fue asesor de la Misión de Estudios del Sector Agropecuario y del Consejo Superior de Comercio Exterior.

Es autor de varios libros, entre ellos: *Estrategia industrial e inserción internacional* (Fescol, 1992); *La academia y el sector rural* (CID-Universidad Nacional, 2004); *La agricultura colombiana en el siglo XX* (FCE-Banco de la República, 2006); *Nueva historia económica de Colombia* (Universidad de Bogotá, Jorge Tadeo Lozano y Taurus, 2010); *The Colombian Economy in the 20th Century: A Quantitative Analysis* (Harvard University, David Rockefeller Center Series on Latin American Studies, 2011); *Formación de precios y salarios en la economía colombiana* (Banco de la República, 2012). Asimismo, ha colaborado en *Economía colombiana del siglo XX: un análisis cuantitativo*, editado por Miguel Urrutia y James Robinson (FCE-Banco de la República, 2007); *Estimación y uso de variables no observables en la región*, Programa de Investigación Conjunta (CEMLA, 2008); y *Mecanismos de transmisión de la política monetaria en Colombia*, editado por Lavan Mahadeva y Munir Jalil (Banco de la República y Universidad Externado de Colombia, 2011).

Por su labor como investigador recibió la Mención de Honor de la Fundación Alejandro Ángel Escobar en 2005, y el primer y segundo lugar del concurso convocado por el Banco de Guatemala en 2009 y 1999. Ha publicado numerosos artículos sobre temas sectoriales y de macroeconomía en revistas nacionales e internacionales. Fue profesor en el área

de macroeconomía y política monetaria en las Universidades Externado de Colombia y Javeriana. Actualmente es profesor asociado en el área de macroeconomía de la Facultad de Ciencias Económicas de la Universidad Nacional de Colombia.

María Teresa Ramírez

Economista de la Universidad de los Andes en Bogotá, con maestrías en Economía de la Universidad de los Andes y de la Universidad de Illinois en Urbana-Champaign y un doctorado en Economía de la Universidad de Illinois. En la actualidad se desempeña como investigadora principal de la Unidad de Investigaciones del Banco de la República, Colombia. Sus investigaciones se han centrado principalmente en crecimiento económico, economía laboral e historia económica. Es autora de varios artículos publicados en libros y revistas nacionales e internacionales, así como editora de libros y revistas académicas.

Dentro de sus publicaciones, destacan: *Wage Adjustment Practices and the Link Between Price and Wages: Survey Evidence from Colombian Firms* (Lecturas de Economía, 2012); "¿Son los salarios rígidos en Colombia?: Análisis empírico con base en salarios a nivel de firma" (*Monetaria,* CEMLA, 2011); "Incrementos y rigideces de los salarios en Colombia: un estudio a partir de una encuesta a nivel de firma" (*Economía del Rosario,* 2011); *Depressions in the Colombian Economic Growth during the XX Century: A Markov Switching Regime Model* (Banco de la República, 2005); *Spatial Dependence and Economic Growth: Evidence from a Panel of Countries* (Banco de la República, 2002); "Long Run Income and Price Elasticities of Demand for Colombian Non Traditional Exports: A Multivariate Cointegration Framework" (*Applied Economics,* 2004); "Institutions, Infrastructure and Economic Growth" (*Journal of Development Economics,* 2004); y "Los ferrocarriles y su impacto sobre la economía colombiana" (*Revista de Historia Económica-Journal of Iberian and Latin American Economic History,* 2001).

Persistencia inflacionaria

Introducción

Laura D'Amato

Este volumen reúne un conjunto de trabajos que son parte de una agenda de investigación conjunta llevada a cabo por varios bancos centrales de la región en el marco de la Red de Investigadores de Bancos Centrales del CEMLA, cuyo propósito ha sido mejorar nuestro conocimiento acerca de la persistencia inflacionaria y la formación de precios en nuestros países. Ambos tópicos cobraron importancia en la agenda de investigación tanto de los macroeconomistas como de los bancos centrales en los últimos años por dos razones. Por un lado, el descenso de la inflación tendencial en las economías tanto desarrolladas como emergentes en los noventa y el primer decenio del siglo XXI habría dado lugar a cambios sustantivos en la dinámica inflacionaria, lo cual, en particular, llevó a revisar la noción de la inflación como un proceso altamente persistente.[1] Por otro lado, el uso extendido de modelos macroeconómicos basados en supuestos de rigideces nominales ha planteado la necesidad de corroborar empíricamente la validez de esos supuestos.

Los seis trabajos que integran la Parte I de este volumen se enfocan en el estudio y la medición de la persistencia inflacionaria, adoptando distintas metodologías.

De manera intuitiva, la persistencia se refiere a la velocidad con que una variable retorna a su valor de tendencia o largo plazo luego de un choque que la aleja de ese valor. Durante varias décadas se percibió a la inflación como un proceso altamente persistente. Una consecuencia de política inmediata de esta caracterización es que el sacrificio en términos

[1] Ver Cogley y Sargent (2005), Cogley, Primicieri y Sargent (2009), Stock y Watson (2007), Cogley y Sbordone (2008), Angeloni *et al.* (2006), y Levin y Pigier (2004), entre otros.

de puntos porcentuales de desempleo o *sacrifice ratio* requerido para reducir la inflación es elevado si esta retorna con lentitud a su valor de tendencia. Esta percepción se reflejaba en las primeras versiones de la curva de Phillips con la incorporación de un componente inercial, como una variable sustituta de las expectativas adaptativas basadas en alguna forma de rigidez nominal.

La modelación de la inflación como un proceso inercial fue cuestionada con el desarrollo de la noción de expectativas racionales. Varios autores, entre ellos, Taylor (1982), Rotemberg (1982 y 1983) y Calvo (1983) desarrollaron modelos de formación de precios que imprimían inercia a nivel de precios en un contexto de expectativas racionales, en un intento por reconciliar la teoría con el comportamiento observado en las series de tiempo. Sin embargo, en los años noventa varios autores, entre ellos Furher y Moore (1995), mostraron que esos modelos implicaban un grado de persistencia mucho más reducido que el observado en los datos. Este nuevo debate puso en evidencia que se requería una mejor comprensión de la dinámica inflacionaria y que era importante desentrañar las distintas fuentes de su persistencia. Es decir, aquella que es intrínseca a la inflación y puede derivarse del proceso de formación de precios, de la persistencia que pueden imprimirle a la inflación el comportamiento del producto y la propia política monetaria.

Como señala Furher (2011) es útil distinguir la persistencia de *forma reducida,* que se refiere a una propiedad estadística de la inflación observada, de la persistencia estructural de la inflación, que proviene de fuentes macroeconómicas identificables, como el comportamiento del producto o la política monetaria. Recientemente, la investigación empírica se ha enfocado en estudiar la vinculación entre las fuentes macroeconómicas de persistencia inflacionaria y el comportamiento estadístico de esta serie de tiempo. Esa evidencia muestra en general que la persistencia estadística o de *forma reducida* se redujo en los años recientes, en consonancia con la adopción de regímenes que, enfocados en anclar la inflación, lograron reducirla de forma sustancial y permanente.[2] De forma implicita esta evidencia sugiere que la inflación de largo plazo no es necesariamente constante y que su valor puede estar asociado a cambios en la función objetivo del banco central.

Considerando esa evidencia Cogley y Sbordone (2008) han estudiado la persistencia de la inflación en modelos en los que la inflación de largo

[2] Ver al respecto Levin y Pigier (2004) y Benati (2008), entre otros.

plazo no es constante sino que tiene una tendencia. También, Cogley y Sargent (2005) y Cogley, Primicieri y Sargent (2010) utilizan modelos de aprendizaje con coeficientes variables en los que el valor de largo plazo de la inflación es cambiante. Cogley y Sargent (2005) encuentran una elevada correlación positiva entre la media y la persistencia de la inflación para Estados Unidos. También corroboran que la persistencia inflacionaria se redujo a partir de que la Reserva Federal adoptó una política más activa de control de la inflación a mediados de los ochenta

Los trabajos que forman la Parte I de este volumen proveen una evidencia empírica muy rica y relevante sobre la persistencia inflacionaria en los países de la región. En uno de ellos se estudia la transmisión de los choques comunes a la inflación agregada por medio del comportamiento de las inflaciones sectoriales. Utilizando distintas metodologías, en varios de los trabajos se evalúa la presencia de cambios en la inflación tendencial. En otros casos se utilizan modelos de cambios de estado para modelar la inflación y medir la persistencia. En general, los resultados muestran cambios en la inflación tendencial y asociado a ello reducciones en el grado de persistencia de la inflación. El cuadro 1 resume los hallazgos de estos seis trabajos que estudian la dinámica inflacionaria en la región.

Castagnino y D'Amato analizan la dinámica inflacionaria en Argentina y en Estados Unidos para el periodo 1960-2006. Estudian la transmisión de los choques agregados a la inflación a partir del comportamiento de las inflaciones sectoriales utilizando un modelo de factores dinámico y el análisis en el dominio de la frecuencia. Encuentran que en general el impacto de los choques agregados se manifiesta en un aumento del comovimiento entre las inflaciones sectoriales, pero su incidencia cambia dependiendo del entorno inflacionario. En alta inflación los choques inducen un mayor comovimiento entre las inflaciones sectoriales que tiende a perpetuarse, mientras que en baja inflación hay un predominio de los ajustes de precios relativos por sobre el comovimiento y los choques se disipan más rápidamente.

En el caso de Costa Rica, Carlos Chaverri Morales y Carlos Torres Gutiérrez analizan la presencia de quiebres estructurales en la tasa de inflación y su vinculación con la persistencia inflacionaria en el periodo. Encuentran que la persistencia inflacionaria se reduce marcadamente al evaluarla en los desvíos de la inflación con respecto de una media cambiante y atribuyen esta marcada reducción al alto peso en la muestra de un extenso lapso de baja inflación. Efectivamente, al evaluar la persistencia inflacionaria para el periodo más reciente (1997-2009) la persistencia estimada es

CUADRO 1. PERSISTENCIA INFLACIONARIA

Trabajo	*País*	*Muestra*	*Metodología*	*Persistencia*	*Comentarios*
Castagnino-D'Amato	Argentina y Estados Unidos	1960-2006	Estudian la transmisión de los choques agregados a la inflación a partir de la dinámica de las inflaciones sectoriales: Análisis en el dominio de la frecuencia y modelos de factores dinámicos	La alta inflación induce comovimiento generalizado entre las inflaciones sectoriales y persistencia en la inflación	
Chaverri Morales-Torres Gutiérrez	Costa Rica	1953-2009	Evalúan cambios en media y estiman persistencia con media constante y variable. También la evalúan por la vida media de los choques	Media constante: $\rho = 0.78$. Media variable $\rho = 0.31$	Resultado sesgado por el alto peso de periodo de baja inflación: Aumenta a 0.31 (en el periodo 1997-2009 y con media variable)
D'Amato-Garegnani	Argentina	1960-2006	Evalúan cambios en media y estiman persistencia con media constante y variable	Media constante: $\rho = 0.78$. Media variable $\rho = 0.31$	La persistencia inflacionaria se reduce con la baja en la inflación tendencial
Echavarría-Rodríguez-Rojas	Colombia	1979-2010	Modelo de componentes no observados	Evaluada por funciones impulso-respuesta: aumenta entre 1979-1989 y 1989-1999 y se reduce en 1999-2010	
Echavarría-López-Misas	Colombia	1990-2010	Modelo de cambio de estado	Inflación: ρ entre 0.336 y 0.226. Brecha de la inflación: $\rho = 0.88$	No encuentran cambios en la persistencia entre regímenes
Oliveira-Petrassi	23 países industriales y 17 en desarrollo	1995-2009	Estiman formas reducidas: modelos AR(ρ), curva de Phillips híbrida y curva neokeynesiana con rigidez salarial	Persistencia reducida y estable en general y más baja en las economías industriales	Las economías que experimentaron hiperinflaciones en el pasado reciente tienen niveles de persistencia más reducidos

más alta. También evalúan el grado de persistencia inflacionaria por la duración media de los choques.

D'Amato y Garegnani estudian la persistencia estadística o de *forma reducida* de la inflación en Argentina durante un prolongado periodo: 1961-2006. Analizan la vinculación entre los cambios observados en la tasa media de inflación y en su componente autorregresivo y los cambios de régimen monetario. Utilizando métodos recursivos y pruebas de cambio estructural identifican quiebres en la tasa media de inflación que resultan coincidentes con cambios de régimen. Encuentran que la inflación fue un proceso altamente persistente durante el periodo de alta inflación, cercano a un camino aleatorio. Por el contario, con el descenso de la inflación a inicios de los noventa, su persistencia se redujo marcadamente. Luego de la introducción del régimen de flotación administrada y controlando por el episodio inflacionario desatado por la devaluación del peso en 2002, la inflación vuelve a mostrar un comportamiento algo más persistente. Sus resultados corroboran la importancia de evaluar la presencia de quiebres estructurales al modelar la dinámica inflacionaria y en particular al estimar su persistencia. También confirman que en el caso argentino la persistencia no es una rasgo inherente a la inflación, sino dependiente del régimen monetario.

Juan Echavarría, Norberto Rodríguez y Eduardo Rojas estudian la persistencia estadística de la inflación en Colombia durante un periodo amplio: 1979-2010. Lo hacen mediante el uso de un modelo de componentes no observados de ciclo y tendencia para la inflación, con cambio de régimen, de modo que también pueden estimar la persistencia de la brecha de la inflación. A diferencia de Echeverría, López y Misas, ellos identifican cambios estadísticamente significativos en la persistencia de la inflación que, definida en términos de las funciones impulso-respuesta, aumentó entre el periodo 1979-1989 y el comprendido entre 1989 y 1999, para luego reducirse a su nivel más bajo en 1999-2010, con la adopción de un esquema de metas de inflación en 1999.

Juan Echavarría, Enrique López y Martha Misas también evalúan la persistencia estadística o de *forma reducida* en Colombia durante el periodo 1990-2010, utilizando un modelo de cambio de régimen para la tasa de inflación y también para la brecha de la inflación, tomando en cuenta, como sugieren Cogley, Primicieri y Sargent (2010), que la persistencia de la inflación podría deberse a que la meta de la autoridad monetaria es persistente. Si bien hallan evidencia de que la inflación se reduce y se torna menos volátil a partir de la adopción de un esquema de inflación

objetivo en 1999, no encuentran evidencia de que se haya producido una reducción estadísticamente significativa en la persistencia inflacionaria.

Finalmente, Fernando Olivera y Myrian Petrassi utilizan distintas formas reducidas para la inflación, desde modelos autorregresivos, hasta una curva de Phillips neokeynesiana y modelos con rigideces salariales para analizar la persistencia inflacionaria en varios países industriales y emergentes, y encuentran que la persistencia inflacionaria ha sido reducida y estable en ambos grupos de países en el pasado reciente, aunque algo más baja en las economías industriales.

Referencias

Angeloni, I., L. Aucremanne, M. Ehrmann, J. Galí, A. Levin y F. Smets (2006), "New Evidence on Inflation Persistence and Price Stickiness in the Euro Area: Implications for Macro Modeling", *Journal of the European Economic Association*, vol. 4, núms. 2-3, abril-mayo, pp. 562-574.

Benati, L. (2008), "Investigating Inflation Persistence across Monetary Regimes", *Quarterly Journal of Economics*, vol. 123, núm. 3, pp. 1005-1060.

Calvo, G. (1983), "Staggered Contracts in a Utility Maximizing Framework", *Journal of Monetary Economics*, vol. 12, pp. 383-398.

Cogley, T., G. E. Primicieri y T. J. Sargent (2010), "Inflation-gap Persistence in the US", *American Economic Journal: Macroeconomics*, vol. 2, núm. 1, pp. 43-69.

Cogley, T., y T. J. Sargent (2005a), "Dirft and Volatilites: Monetary Policies and Outcomes in the Post WWII US", *Review of Economic Dynamics*, vol. 8, núm. 2, pp. 262-302.

Cogley, T., y A. Sbordone (2008), "Trend Inflation, Indexation and Inflation Persistence in the New Keynesian Phillips Curve", *American Economic Review*, vol. 98, núm. 5, pp. 2102-2126.

Furher, J. (2011), "Inflation Persistence", en B. Friedman y M. Woodford (eds.), *Handbook of Monetary Economics*, vol. 3A, cap. 9, North-Holland, Amsterdam, pp. 423-486.

Furher, J., y G. Moore (1995), "Inflation Persistence", *Quarterly Journal of Economics*, vol. 110, núm. 1, pp. 127-159.

Levin A., y J. Piger (2004), *Is Inflation Persistence Intrinsec in Industrial Countries*, European Central Bank (Working Paper, núm. 334).

Rotemberg, J. (1983), "Aggregate Consequences of Fixed Costs in Price Adjustment", *American Economic Review*, vol. 73, núm. 3, pp. 433-436.

Stock, J., y M. Watson (2007), "Has Inflation Become Harder to Forecast?", *Journal of Money Credit and Banking*, vol. 39, pp. 3-34.

Taylor, J. (1980), "Aggregate Dynamics and Staggered Contracts", *Journal of Political Economy*, vol. 88, núm. 1, pp. 1-23.

Régimen y dinámica inflacionaria subyacente: ¿comovimiento generalizado o ajuste de precios relativos?

Tomás Castagnino y Laura D'Amato*

1. INTRODUCCIÓN

Suele definirse en forma general a la inflación como un alza persistente y generalizada del nivel de precios. El alcance de esta noción de inflación parece estar restringido al caso de las altas inflaciones de origen monetario *à la* Cagan, en las que predomina el ajuste absoluto de los precios. No es obvio, sin embargo, que la dinámica, inflacionaria este siempre dominada por un fuerte comovimiento en los ajustes sectoriales de precios ni tampoco que haya un predominio de cambios absolutos en los precios por sobre los ajustes de precios relativos. Es más, cabe esperar que en tiempos normales, cuando la inflación se mantiene en niveles relativamente bajos, los movimientos transitorios en los precios relativos expliquen una alta porción de la variabilidad de la inflación, ya que esta no sigue una tendencia, sino más bien tiene movimientos erráticos que en promedio, tienden a cancelarse. En alta inflación, la presencia de una tendencia en la inflación agregada reflejaría una mayor importancia del componente

* T. Castagnino y L. D'Amato, funcionarios del Banco Central de la República Argentina (BCRA). Los autores agradecen a Daniel Heymann, Sebastián Katz, Andrew Levin y George McCandless por sus valiosos aportes a distintas versiones de este documento, así como también los comentarios y sugerencias recibidos en la XII Reunión de la Red de Investigadores de Bancos Centrales del Continente Americano, celebrada en el Banco de España, en Madrid, los días 5, 6 y 7 de noviembre de 2007; y en la XLIII Reunión Anual de la AAEP, noviembre de 2008. Las opiniones vertidas en el presente documento son exclusiva responsabilidad de los autores y no comprometen al BCRA.

común en las variaciones de precios, o sea más comovimiento, lo que no implica necesariamente la ausencia de ajustes de precios relativos persistentes o de mediano plazo en contextos de alta inflación (ver Reis y Watson, 2007; y Castagnino y D'Amato, 2008).

La inflación es el resultado visible de múltiples decisiones de precios en respuesta a cambios en los costos de producción, a las condiciones de demanda y a señales de la política económica. El tipo de respuesta a esos impulsos depende del entorno en el que los agentes toman las decisiones de precios. La dinámica inflacionaria es, en ese sentido, *régimen específica*, en tanto depende de la forma en que la política económica y en particular la política monetaria operan.

La dependencia de la dinámica inflacionaria en el régimen monetario fue notada inicialmente por Fisher (1981), que enfatiza que las políticas monetarias laxas podrían haber perpetuado los efectos de los choques de oferta en el caso de Estados Unidos en el decenio de los años setenta y también por Ball y Mankiw (1995), que discuten como la distribución de los ajustes sectoriales de precios podía estar influenciada por el entorno inflacionario.

Sin embargo, el concepto de régimen ha permanecido bastante impreciso en la literatura, ya que se trata de uno no observable asociado a factores institucionales que definen un marco a las interacciones entre la política económica y los agentes privados, que influye en la formación de expectativas y la toma de decisiones por parte de estos últimos. En todo caso, podemos intentar identificar regímenes a partir de los resultados que surgen de esas interacciones. En particular, se puede pensar que la tasa media de inflación que prevalece en una economía por periodos de tiempo algo prolongados puede ser una variable sustituta del régimen monetario prevaleciente. Este es el enfoque que adopta la literatura reciente que estudia los efectos de suponer una inflación tendencial positiva en el marco de los modelos neokeynesianos estándar.[1] Desde una perspectiva empírica, también la literatura que se ha dedicado recientemente a estudiar cambios en la persistencia inflacionaria encuentra alguna evidencia de que cambios en la tasa media de inflación aparecen asociados a cambios de régimen monetario.[2] El uso de la inflación tendencial como criterio de identificación de regímenes ignora un rasgo importante del

[1] Ver al respecto Kiley (2007), Blake y Fernández-Corugedo (2006), y Ascari y Ropele (2007), entre otros.

[2] Ver por ejemplo Levin y Pigier (2004), Altissimo *et al.* (2006) y Angeloni *et al.* (2006) y D'Amato *et al.* (2007) para el caso de Argentina.

comportamiento de la inflación, que es la dinámica de ajuste sectorial de precios subyacente a una inflación tendencial dada. Por un lado, la vigencia de un régimen puede anteceder a su manifestación a partir de la ocurrencia de un choque, en términos de esa dinámica de precios relativos subyacente, por lo que la identificación de cambios de régimen por medio de alguna variable sustituta, como la tasa media de inflación, puede ser también bastante imprecisa.

Por otro lado, las dinámicas de ajuste sectorial relevantes pueden ser distintas para diferentes economías. En las economías abiertas y pequeñas, frecuentemente sujetas a desequilibrios externos, suele ser la propia política macroeconómica una fuente importante de variabilidad de precios relativos, usualmente a través de ajustes orientados a corregir desequilibrios del tipo de cambio real (TCR). En ese sentido, la dinámica transables-no transables parece ser relevante para el comportamiento de la inflación en esas economías, en contraste con las industriales, para las que los choques sobre los precios de la energía y los alimentos son predominantes para explicar la variabilidad de la inflación.

En ambos casos tiene interés estudiar en qué medida la transmisión de choques agregados de distinta naturaleza puede cambiar en términos de su generalización y persistencia, dependiendo del entorno inflacionario.

Con ese interés estudiamos la dinámica inflacionaria y su relación con el régimen en Argentina y Estados Unidos durante los últimos cincuenta años, periodo en el que ambos países atravesaron por inflaciones altas, moderadas y bajas. Las diferencias de tamaño y grado de desarrollo entre ambas economías son bien marcadas. También lo es el tipo de choque agregado al que predominantemente estuvieron sujetas. En Estados Unidos, los choques sobre los precios de la energía y los alimentos parecen haber sido predominantes en los años setenta y ochenta. En Argentina han prevalecido las correcciones cambiarias orientadas a corregir desequilibrios externos o a estabilizar la inflación usando como ancla el tipo de cambio nominal.

Nos interesa estudiar en qué medida la dinámica inflacionaria puede cambiar dependiendo del entorno inflacionario y de la naturaleza de los choques. Comenzamos por identificar regímenes por medio de los cambios en la inflación tendencial utilizando la prueba de Bai y Perron (2003) de quiebres múltiples en la sección 2. En la sección 3 avanzamos en la caracterización de los regímenes, estudiando el grado de comovimiento inducido por los choques agregados en las inflaciones sectoriales ante distintos entornos inflacionarios y también cuán persistente es ese comovimiento

dependiendo del régimen. Para ello, construimos una medida de la respuesta conjunta de las inflaciones sectoriales a los choques agregados, dada por la porción de varianza explicada por el primer componente principal de la inflación IPC y estudiamos su evolución. En la sección 4 utilizamos el análisis en el dominio de la frecuencia para analizar la presencia de patrones sectoriales identificables en las respuestas a los choques agregados. Finalmente, en la sección 5 concluimos.

2. REGÍMENES INFLACIONARIOS: UNA PRIMERA APROXIMACIÓN UTILIZANDO LA PRUEBA DE BAI-PERRON

Comenzamos por identificar regímenes considerándolos como inobservables que pueden aproximarse mediante la inflación tendencial, medida por la tasa media de inflación. Utilizamos la prueba de Bai-Perron para identificar esos cambios. En el cuadro 1 mostramos las inflaciones tendenciales correspondientes a los distintos regímenes identificados para Argentina y Estados Unidos.

CUADRO 1. REGÍMENES MONETARIOS E INFLACIÓN TENDENCIAL: ARGENTINA Y ESTADOS UNIDOS, 1960-2007

Argentina		*Estados Unidos*	
Régimen	*Tasa media de inflación mensual (%)*	*Régimen*	*Tasa media de inflación mensual (%)*
Inflación moderada 1961m01-1974m12	2.09	Inflación baja 1960m01-1966m12	0.13
Inflación alta 1976m07-1982m06	6.08	Inflación moderada 1967m01-1972m12	0.32
Inflación muy alta 1982m07-1988m06	9.74	Inflación alta 1974m01-1981m12	0.47
Inflación baja 1993m01-2001m12	0.04	Desinflación 1982m01-1990m12	0.32
Inflación baja-moderada 2003m01-2006m12	0.67	Inflación baja 1991m01-2007m12	0.18

En el caso de Estados Unidos, encontramos un régimen de baja inflación entre 1961 y 1967, uno de inflación moderada, entre 1967 y 1972, periodo en el que según De Long (1997) y Sargent (1999), entre otros, la

decisión de explotar el *tradeoff* inflación-desempleo crea un entorno inflacionario que, entre 1974 y 1981, con la ocurrencia de sucesivos choques petroleros, se refleja en una inflación tendencial considerablemente más alta.[3] A este último régimen, al que llamamos de alta inflación, sigue la desinflación impulsada por la Reserva Federal (Fed) durante el mandato de Volcker, entre 1982 y 1990 y finalmente un periodo de baja inflación desde 1991 hasta 2007 en el que la Fed parece haberse enfocado, con éxito, en el control de la inflación, a pesar de los choques sobre los precios de la energía y los alimentos ocurridos desde 1999.

En Argentina, los cambios de régimen aparecen asociados en general a episodios devaluatorios vinculados a crisis cambiarias o financieras, o bien a estabilizaciones basadas en el uso del tipo de cambio nominal como ancla para la inflación. Encontramos un régimen de inflación moderada, entre 1961 y 1974, uno de alta inflación entre 1976 y 1981 y un régimen de inflación muy elevada entre 1982 y 1988, que culmina en dos episodios hiperinflacionarios en 1989 y 1990. Excluyendo las hiperinflaciones y la desinflación que siguió a la implementación del esquema cambiario/monetario de la convertibilidad entre 1991m4 y 1992m12, identificamos un régimen de inflación baja entre 1993 y 2006. Al interior de ese régimen es posible diferenciar, una vez que se considera separadamente, dos regímenes: uno de muy baja inflación durante la vigencia de la convertibilidad, entre 1993 y 2001, en el que la economía atravesó un periodo de desinflación y, luego de la devaluación de enero de 2002 y la adopción de un esquema cambiario de flotación administrada, un periodo de inflación moderada/baja entre 2003 y 2006.

Una característica que sobresale en el cuadro 1 es la marcada diferencia en las inflaciones tendenciales de Argentina y Estados Unidos, particularmente en los regímenes de inflación moderada y alta. También llama la atención el hecho de que la inflación tendencial en el régimen de baja inflación en Argentina sea considerablemente más reducida que la de Estados Unidos (0.04% vs. 0.18%), lo que quizá se debe a que Argentina experimentó una desinflación durante parte de ese régimen, mientras que en Estados Unidos no se observa un tendencia definida en baja inflación. Ambas observaciones sugieren que las dinámicas inflacionarias subyacentes pueden diferir bastante entre ambas economías.

[3] Excluimos deliberadamente las observaciones correspondientes a 1973 del periodo de alta inflación, debido a que en ese año el primer choque petrolero impactó muy fuertemente sobre la dinámica inflacionaria, lo que podría distorsionar los resultados para el periodo en cuestión.

Aunque se trata de economías muy distintas en tamaño y nivel de desarrollo económico, hecho que se refleja en una diferente composición de su canastas de consumo, la comparación de Argentina con Estados Unidos tiene particular interés por la distinta naturaleza de los choques que parecen haber dominado la dinámica de la inflación en ambos países: en Estados Unidos, los choques sobre los precios de los alimentos y la energía han constituido una fuente importante de innovaciones a la tasa de inflación. Por el contrario, en Argentina, como en otras economías emergentes, los de política han predominado.

El cuadro 2, que compara la inflación de alimentos y energía con el resto de la inflación IPC en los distintos regímenes para ambos países, ilustra con claridad esa diferencia: en Estados Unidos la inflación de alimentos y energía supera al resto tanto en el régimen de alta como el de baja inflación, cuando tienen lugar los choques sobre la energía y los alimentos. En Argentina, por el contrario, la dinámica inflacionaria difícilmente podría explicarse por esos choques. La magnitud del fenómeno inflacionario sugiere que otros determinantes, de origen local tienen que haber estado operando para explicar las elevadísimas tasas de inflación observadas en esos años y su posterior descenso.

CUADRO 2. INFLACIÓN DE ALIMENTOS Y ENERGÍA, Y RESTO: ARGENTINA Y ESTADOS UNIDOS, 1960-2007

Argentina			*Estados Unidos*		
Régimen	*Alimentos y energía (%)*	*Resto (%)*	*Régimen*	*Alimentos y energía (%)*	*Resto (%)*
Inflación moderada 1961m01-1974m12	1.99	2.14	Inflación baja 1960m01-1966m12	0.12	0.14
Inflación alta 1976m07-1982m06	6.11	6.04	Inflación moderada 1967m01-1972m12	0.28	0.34
Inflación muy alta 1982m07-1988m06	9.58	9.81	Inflación alta 1974m01-1981m12	0.51	0.45
Inflación baja 1993m01-2001m12	0.02	0.04	Desinflación 1982m01-1990m12	0.26	0.33
Inflación baja-moderada 2003m01-2006m12	0.54	0.72	Inflación baja 1991m01-2007m12	0.22	0.16

3. REGÍMENES INFLACIONARIOS Y COMOVIMIENTO

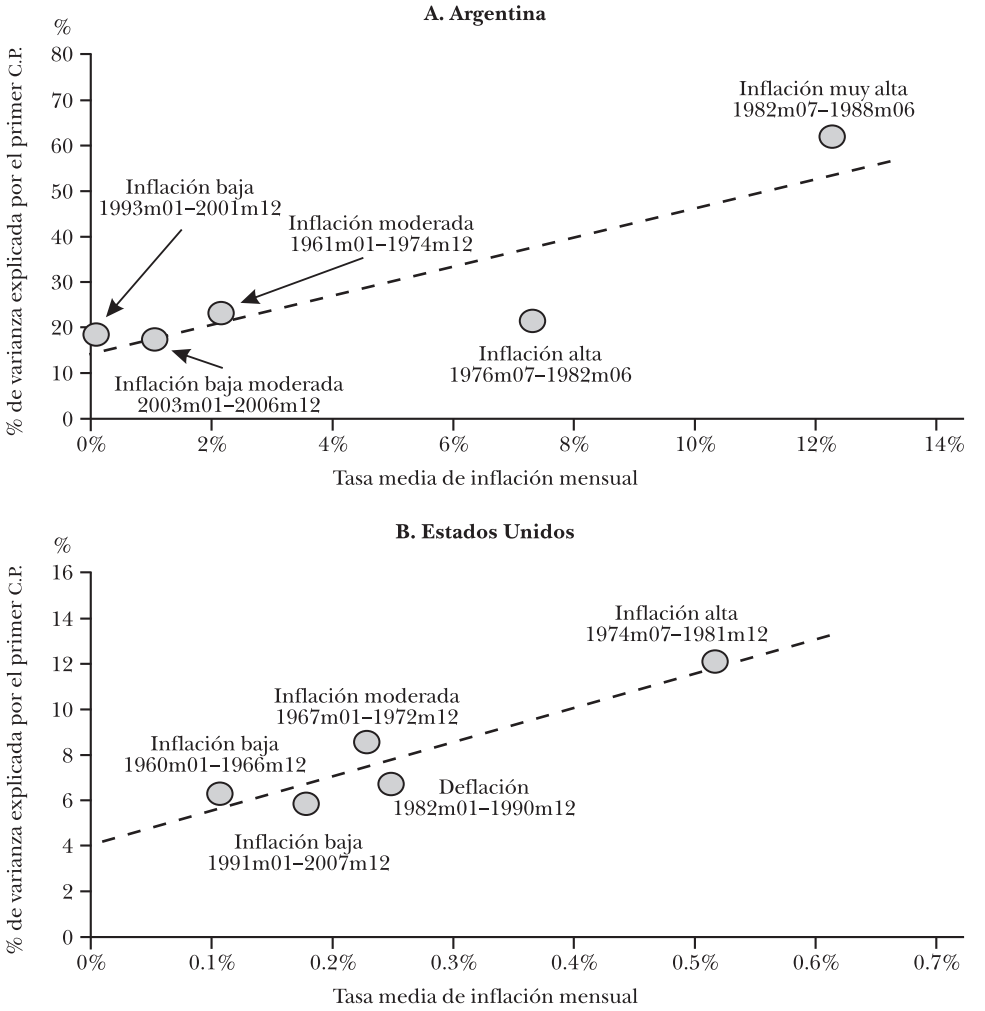
Los regímenes inflacionarios pueden caracterizarse en forma amplia por los mecanismos de transmisión de los choques a la tasa de inflación y también por el predominio de cierto tipo de choque agregado. Por ejemplo, en economías altamente inflacionarias, como Argentina hacia fines de los ochenta, en las que expectativas inflacionarias dominan el comportamiento del dinero y los precios, debería observarse un comovimiento fuerte en las inflaciones sectoriales. En contraste, en economías con baja inflación deberían predominar los movimientos idiosincrásicos en los precios, con escaso comovimiento tendencial entre las inflaciones sectoriales. Es decir, las respuestas sectoriales a los choques pueden ser diferentes dependiendo del entorno (régimen) y también del tipo de choque predominante.

Para indagar sobre estas diferencias, consideramos una medida de la respuesta conjunta de las inflaciones sectoriales a los choques agregados, dada por la porción de varianza explicada por el primer componente principal de la inflación IPC.[4] Una alta porción de la varianza conjunta de las inflaciones sectoriales que componen el IPC explicada por el primer componente indica un alto comovimiento en las inflaciones sectoriales. Esperamos que la ocurrencia de choques agregados induzca un mayor comovimiento, llevando a un aumento en la varianza explicada por ese primer componente principal. Nuestra intuición es que la persistencia del comovimiento inducido por los choques puede variar dependiendo del entorno inflacionario.

Los *cross-plots* en la gráfica I muestran la relación entre la inflación tendencial y la porción de varianza explicada por el primer componente principal de la inflación para Argentina y Estados Unidos. Aún cuando las diferencias de magnitud en la inflación tendencial entre Argentina y Estados Unidos en alta inflación son bastante significativas, así como también lo es la porción explicada por el primer componente principal, un rasgo común a ambas economías es que a medida que crece la inflación tendencial la porción de varianza explicada por el primer componente principal se incrementa, lo que refleja un comovimiento creciente entre las inflaciones sectoriales. Es decir, en entornos de alta inflación crece el comovimiento entre las inflaciones sectoriales y tiende a predominar por sobre los movimientos idiosincrásicos.

[4] Ver anexo 1 para un detalle de las series de inflación sectorial IPC utilizadas en los casos de Argentina y Estados Unidos y anexo 2 para una descripción de la metodología utilizada para la estimación de los choques comunes.

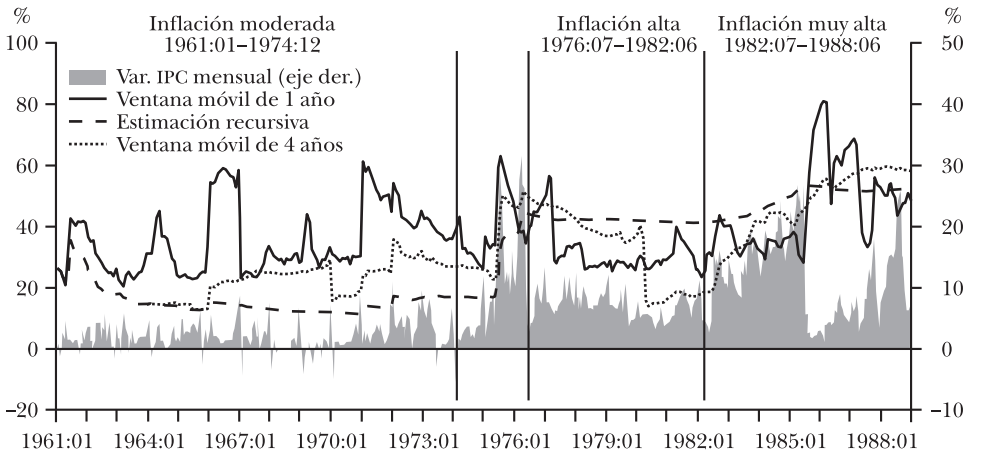
GRÁFICA I. INFLACIÓN TENDENCIAL Y PORCIÓN DE VARIANZA EXPLICADA POR EL PRIMER COMPONENTE PRINCIPAL DE LA INFLACIÓN



Para estudiar la trasmisión de choques agregados a la inflaciones sectoriales y el grado de comovimiento que ellos generan en distintos entornos construimos tres estimadores: *i)* un estimador recursivo que comienza a calcularse un año antes de la observación inicial de la muestra y se recalcula a medida que se agregan observaciones, *ii)* una ventana móvil de cuatro años, y *iii)* una ventana móvil de un año.

En las gráficas II a V presentamos la evolución de la tasa de inflación en los distintos regímenes, junto con la evolución de los tres estimadores

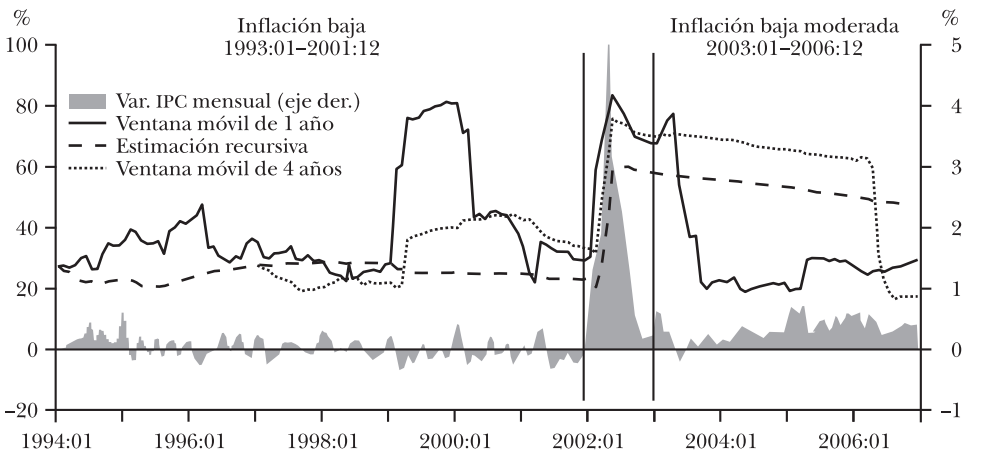
GRÁFICA II. ARGENTINA, 1960-1988



de los choques comunes. Para ambas economías mostramos separadamente la trayectoria temporal de estos indicadores en los periodos previo y posterior a la desinflación.

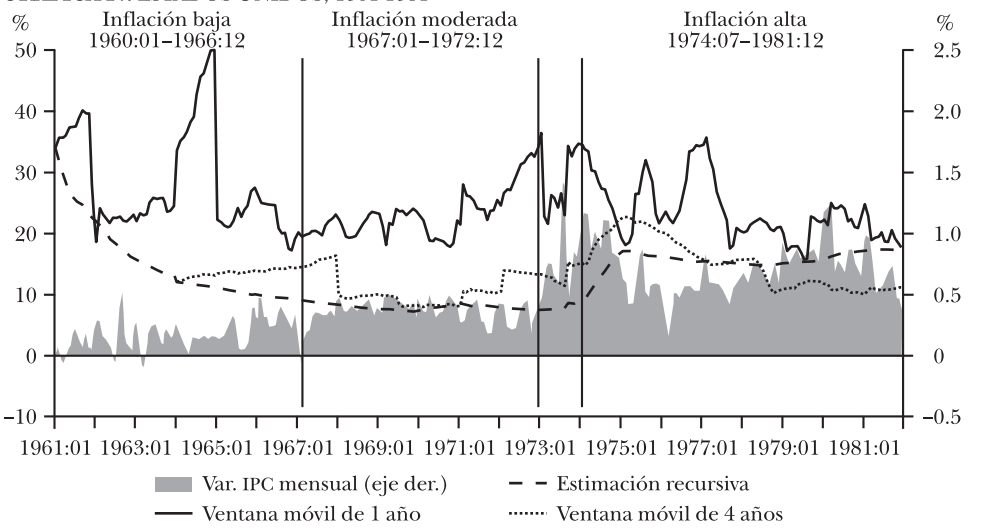
La estimación de ventana móvil a un año permite identificar fácilmente choques de cierta magnitud, que inducen un fuerte comovimiento en las inflaciones sectoriales aun cuando este sea temporal. Estos choques se evidencian en picos en la varianza explicada por el primer componente principal, que refleja un comovimiento generalizado de las inflaciones sectoriales. Esto parece ir en línea con los argumentos de Sheshinski y

GRÁFICA III. ARGENTINA, 1994-2006



Weiss (1977) y Dotsey *et al.* (1999), que sugieren que cambios importantes y repentinos de las condiciones del mercado generan coordinación en los ajustes de precios.

GRÁFICA IV. ESTADOS UNIDOS, 1961-1981



Al identificar los eventos vinculados a esos picos aparece un patrón bien diferenciado entre ambas economías: en Estados Unidos hay un claro predominio de los choques sobre los precios de energía y alimentos como principal fuente de variabilidad de la inflación (ver picos en 1973, 1979, 1987, 1991, 1999, 2001, 2004 y 2007).[5,6]

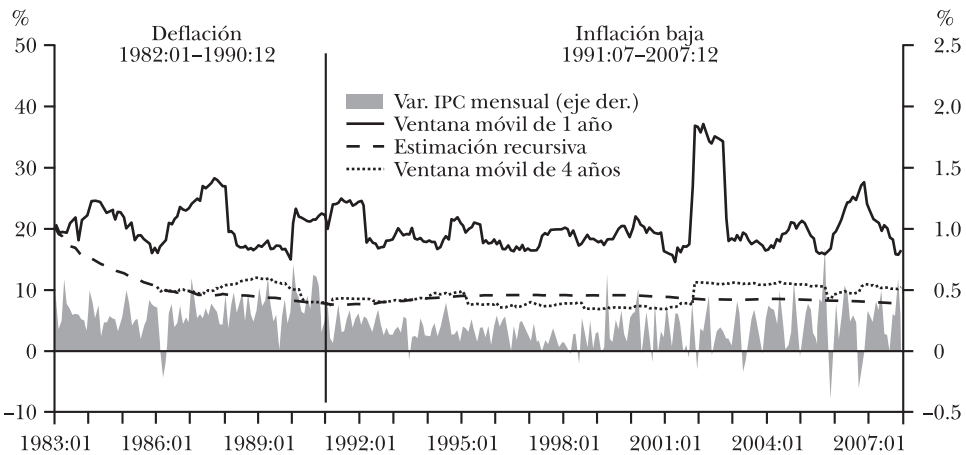
En cambio, en Argentina los picos aparecen claramente asociados a devaluaciones nominales, usualmente precedidas de periodos de apreciación real como en 1961, 1964, 1966, 1969, 1971 y 1975. Este último episodio, conocido como el *Rodrigazo,* indujo un brote inflacionario de gran magnitud, luego de un periodo de fuertes controles de precios. También se destaca el pico asociado a la devaluación del peso en 1982, en respuesta a la crisis cambiaria y financiera desencadenada por la crisis de la deuda externa, después de un largo periodo de fuerte apreciación real. Este último episodio también fue seguido de una fuerte aceleración inflacionaria. En

[5] Ver al respecto De Gregorio *et al.* (2007).

[6] También se puede observar un pico de gran magnitud en 1964, que podría estar asociado al inicio del conflicto bélico en Vietnam. El siguiente pico en 1971 corresponde el anuncio del abandono por parte de Estados Unidos del patrón oro.

junio de 1985 la caída generalizada en los precios sectoriales inducida por el programa de estabilización conocido como *Plan Austral* se evidencia en un aumento importante en el comovimiento entre las inflaciones sectoriales. En el periodo de baja inflación, se destacan el pico asociado a la devaluación brasileña de 1999, que tuvo un impacto casi instantáneo y generalizado sobre las inflaciones sectoriales y la devaluación que siguió al abandono del régimen de convertibilidad en el año 2002 y su traslado inmediato a los precios de los bienes transables.

GRÁFICA V. ESTADOS UNIDOS, 1982-2007



La estimación recursiva y la ventana móvil de cuatro años permite apreciar en qué medida los regímenes pueden influir la respuesta conjunta a choques de naturaleza similar, en términos del comovimiento que ellos inducen sobre las inflaciones sectoriales y su persistencia. Esto es claro en el caso de Estados Unidos. Allí los choques sobre los precios de la energía predominan en general como fuente de variabilidad de la inflación en ambos regímenes (alta y baja inflación), pero su impacto en alta inflación fue claramente persistente, como se evidencia mediante la estimación recursiva de la varianza explicada por el primer componente principal, que tiene un salto de nivel en 1973 que en ningún momento se corrige. Por el contrario, en baja inflación el alza del precio del petróleo en 1999 y los choques subsiguientes sobre los precios de la energía y los alimentos parecen haber tenido un efecto temporal sobre la inflación, ya que en ningún caso indujeron cambios persistentes en la varianza explicada por el primer componente principal. En otras palabras, a diferencia del

régimen de alta inflación, en el régimen más reciente, estos choques sólo provocaron algún comovimiento transitorio en las inflaciones sectoriales.

En el caso de Argentina se observa con bastante claridad como el tránsito hacia inflaciones tendenciales cada vez más elevadas se refleja en una mayor persistencia del comovimiento en las inflaciones sectoriales inducido por los choques agregados (ver gráfica II). Del mismo modo, en un entorno de inflación baja y estable a partir de la adopción de la convertibilidad, los choques agregados parecen haber tenido un efecto más transitorio sobre la inflación (ver gráfica III).

En los años sesenta y setenta, como se señaló antes, predominaron los choques devaluatorios. Su impacto sobre la inflación parece haber sido bastante transitorio en el régimen de inflación moderada y un poco más perdurable en alta inflación. El episodio inflacionario del Rodrigazo en 1975, que de hecho implicó un cambio de régimen en términos de la inflación tendencial (ver cuadro 1) tuvo un efecto permanente sobre la dinámica inflacionaria en términos de la porción de varianza explicada por el primer componente principal que salta de 20% a más de 40% y permanece en torno a ese valor. Prácticas indexatorias cada vez más extendidas y una demanda de dinero inestable y crecientemente gobernada por las expectativas inflacionarias tendieron a otorgar a la dinámica del dinero y los precios los rasgos de una inflación de origen monetario. La huida hacia una moneda de reserva como el dólar, estuvo presente en las siguientes crisis externas, como la de 1982, que culminó en una devaluación de magnitud considerable. Los efectos de la devaluación sobre la inflación nacional fueron persistentes y de hecho marcan el pasaje hacia un régimen de muy alta inflación. La tendencia creciente que se observa en la inflación a partir de ese momento fue acompañada por un comovimiento también creciente en las inflaciones sectoriales, como lo evidencia la estimación recursiva.

Como muestra la gráfica III, el pasaje hacia un régimen de inflación baja con la adopción de la convertibilidad redujo considerablemente el comovimiento en las inflaciones sectoriales y también parece haber creado un entorno en el que los efectos de los choques agregados se volvieron menos persistentes. En ese sentido, es notorio lo temporal y acotado del impacto del episodio devaluatorio de enero de 2002 tanto sobre la tasa de inflación IPC como sobre el comovimiento entre las inflaciones sectoriales, si se lo compara con el efecto de las devaluaciones en contextos de alta inflación.[7]

[7] Es interesante al respecto el trabajo de Burstein *et al.* (2005), quienes indagan sobre

Los resultados anteriores muestran que los regímenes inflacionarios se caracterizan no sólo por la inflación tendencial sino también por las distintas dinámicas inflacionarias que ellos inducen, en términos del grado de comovimiento entre las inflaciones sectoriales y de la incidencia de los choques agregados: la alta inflación tiende a perpetuar el comovimiento generado por esos choques. El tránsito desde inflaciones moderadas hacia regímenes de alta inflación no es inmediato, sino que parece gestarse con cierta lentitud. Aunque estos rasgos son comunes a ambas economías también es cierto que las diferencias en los niveles de inflación tendencial entre ambas son tan significativas como para que tenga especial interés indagar sobre sus causas. La muy distinta naturaleza de los choques que predomina en cada una de ellas puede quizás dar cuenta en parte de esas diferencias. En la sección que sigue indagamos con más detalle sobre los choques comunes y las respuestas sectoriales a ellos.

4. COMOVIMIENTO Y PATRONES SECTORIALES DETRÁS DE LA DINÁMICA INFLACIONARIA

4.1 Nuestra aproximación al problema: choques comunes, respuestas heterogéneas y análisis en el dominio de la frecuencia

Es posible racionalizar la inflación sectorial como explicada por dos factores: una respuesta a un choque macroeconómico común, el primer componente principal de la inflación, que se supone está guiado por fuerzas subyacentes no observables (por ejemplo, choques de oferta o demanda a los que están expuestos todos los sectores), y un factor idiosincrásico que podría reflejar la heterogeneidad sectorial en términos de demanda, tecnología, factores climáticos, etc. Formalmente, la dinámica de la inflación de cada sector i estaría dada por:

$$\pi_{it} = \lambda_i(L)U_t + \varepsilon_{it}, \tag{1}$$

donde $U_t = (u_t, u_{t-1}, ..., u_{t-q})$ es un vector del choque común y sus rezagos relevantes, $\lambda_i(L)$ es la respuesta del sector i a ese choque común (o lo que es lo mismo, la manera en que ese choque común se propaga en el caso particular de ese sector i) y ε_{it} es el componente idiosincrásico de la inflación sectorial. Debe notarse que los sectores individuales pueden no reaccionar de manera igual a los choques comunes, dando cuenta de que

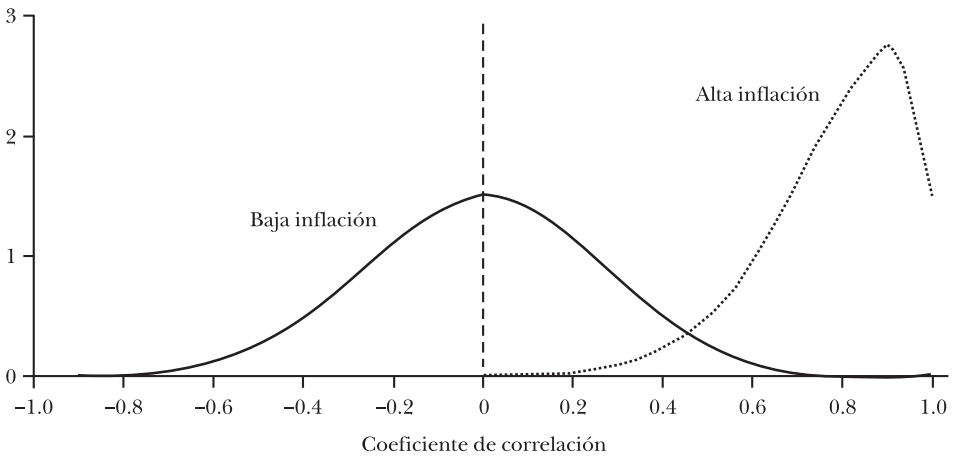
---

las causas de escaso traspaso de la devaluación de enero de 2002 a la inflación en el IPC.

existe también una fuente adicional de heterogeneidad que reside en las diferencias sectoriales en el mecanismo de transmisión del choque agregado. Esta heterogeneidad será mayor cuanto mayor sea la dispersión entre los polinomios $\lambda_i(L)$.

Asimismo, debe considerarse que la manera en que el choque común se transmite podría variar con el régimen de inflación. El entorno económico en el que operan los sectores incidirá, entonces, en las respuestas de formación de precios a choques agregados. Por consiguiente, como se explica en el gráfica VI, los regímenes de inflación alta estarían asociados a una distribución asimétrica y más homogénea de la respuesta de los sectores al choque común [en términos de la ecuación (1), los $\lambda_i(L)$], lo cual indicaría la existencia de incentivos para ajustar los precios positivamente induciendo un comovimiento más generalizado entre sectores e imprimiendo una tendencia a la inflación agregada.

GRÁFICA VI. DISTRIBUCIÓN DE FRECUENCIAS TEÓRICAS DE LA RESPUESTA DE LAS INFLACIONES SECTORIALES AL CHOQUE COMÚN



Por el contrario, en un régimen de inflación baja cabría esperar que la distribución de las respuestas sea bastante más heterogénea y que, de no mediar choques de precios relativos de magnitud o persistencia significativa, no refleje un patrón saliente ni resulte en una tendencia de la inflación agregada. En presencia de choques de precios relativos de cierta magnitud, en cambio, entrarían en funcionamiento los mecanismos de ajuste convencionales, dando por resultado respuestas de distinto signo al choque común entre los distintos grupos de sectores, aunque sin

incidir sobre la tendencia de la inflación (porque habría compensaciones).

Estos rasgos específicos de cada régimen, en términos de comovimiento y respuestas sectoriales más o menos generalizadas, comunes a todas las inflaciones sectoriales o por grupos de sectores, tiene características más bien tendenciales. Esto se debe a que, la mayoría de las veces, los choques comunes tienen un efecto persistente o de largo plazo en la inflación, mientras que las innovaciones idiosincrásicas son generalmente transitorias o de corto plazo. Estos últimos movimientos en los precios no son de mayor interés para la política macroeconómica, que se supone debe reaccionar a cambios que son generalizados y persisten en el tiempo.

El análisis en el dominio de la frecuencia es una herramienta muy útil para detectar y separar las distintas fuentes de variabilidad de los datos ya que permite descomponer la evolución de una serie de tiempo en contribuciones periódicas a su varianza, proveyendo una descripción más natural de su estructura en términos de comportamiento cíclico en diferentes horizontes temporales o frecuencias (por ejemplo, corto y largo plazos).[8] En el caso bivariado, el análisis en el dominio de la frecuencia permite calcular la covarianza en una frecuencia determinada. En otras palabras, el análisis convencional de correlación en el dominio de tiempo puede trasladarse al dominio de la frecuencia.

Para indagar en qué medida las respuestas sectoriales a los choques comunes siguen algún patrón definido dependiendo del régimen, intentamos aproximar las respuestas sectoriales al choque común, los $\lambda_i(L)$, estimando el coeficiente de correlación del primer componente principal de la inflación y cada una de las series individuales de inflación para diferentes horizontes temporales. Para ello calculamos un coeficiente de correlación por bandas de frecuencia:

$$\rho(\omega_1,\omega_2) = \frac{Cov(\tilde{\pi}_i(\omega_1,\omega_2);\tilde{U}(\omega_1,\omega_2))}{\sqrt{Var(\tilde{\pi}_i(\omega_1,\omega_2))}\sqrt{Var(\tilde{U}(\omega_1,\omega_2))}}, \tag{2}$$

donde $\tilde{\pi}_i(\omega_1,\omega_2)$ y $\tilde{U}(\omega_1,\omega_2)$ son series de tiempo específicas a la banda de frecuencia extraídas de los vectores de datos π_i e U, en este caso la inflación en el sector i y el primer componente principal de la inflación,[9] y $Cov(\circ)$ y $Var(\circ)$ son la covarianza y la varianza de esas series, respectivamente.

[8] En el anexo 3 se provee una descripción más detallada de la técnica.

[9] En el anexo 4 se describe con más detalle el proceso de filtrado en el dominio de la frecuencia.

4.2 Resultados

Se definieron dos bandas de frecuencia que denominamos *Corto Plazo* o de alta frecuencia (aquellas de ciclos inferiores a tres meses) y *Largo Plazo* o de baja frecuencia (aquellas de ciclos superiores a dos años). En las gráficas VII y VIII se presentan los histogramas de los coeficientes de correlación estimados del primer componente principal de la inflación y cada una de las series individuales para cada uno de los países en cada uno de los regímenes. La forma del histograma es una indicación del comovimiento entre las inflaciones sectoriales y cuán generalizado es este. Por un lado, la asimetría de la distribución es indicativa del comovimiento. Si el histograma concentra más frecuencia a su derecha, los sectores estarían respondiendo en promedio positivamente al choque común. Si lo hace a su izquierda, lo contrario estaría sucediendo. Si está centrado, las respuestas sectoriales se estarían compensando. Por otro lado, el grado de dispersión de los histogramas indica cuán generalizado es ese comovimiento. Cuanto menos dispersión muestren los histogramas, menos heterogeneidad habría en las respuestas al choque común y más generalizado sería el comovimiento entre las inflaciones sectoriales. Lo contrario ocurre a mayor dispersión.

De la observación de las figuras pueden distinguirse algunos rasgos que son comunes a ambos países. En los regímenes de inflación de moderada, alta y muy alta, las respuestas se acercan en promedio más a cero en el corto plazo, lo que demuestra una incidencia más débil del choque común en esta frecuencia. Sin embargo, si bien en el caso de Estados Unidos las distribuciones parecen estar centradas en cero, en el de Argentina están algo desplazadas a la derecha. En este último caso, los choques comunes agregados imponen (en promedio) una tendencia positiva en la actualización de los precios sectoriales incluso en el corto plazo. Las mayores tasas de inflación que Argentina ha experimentado explicarían este comportamiento diferencial.

Como se dijo, las características específicas de cada régimen, en términos de la dinámica de las inflaciones sectoriales que subyace al fenómeno agregado, se manifiestan más acabadamente en el largo plazo. En efecto, en esta frecuencia los regímenes de inflación moderada a muy alta suelen mostrar una mayor proporción de sectores que comueven positivamente con el choque común. Además, en línea con lo enfatizado en la sección anterior, cuanto mayor es la tasa de inflación agregada, más acentuado y generalizado es ese comovimiento. El ejemplo extremo de esta proposición es la experiencia argentina durante el régimen de inflación

muy alta de los años ochenta, cuando la distribución se ve casi colapsada en valores de correlación extremos.

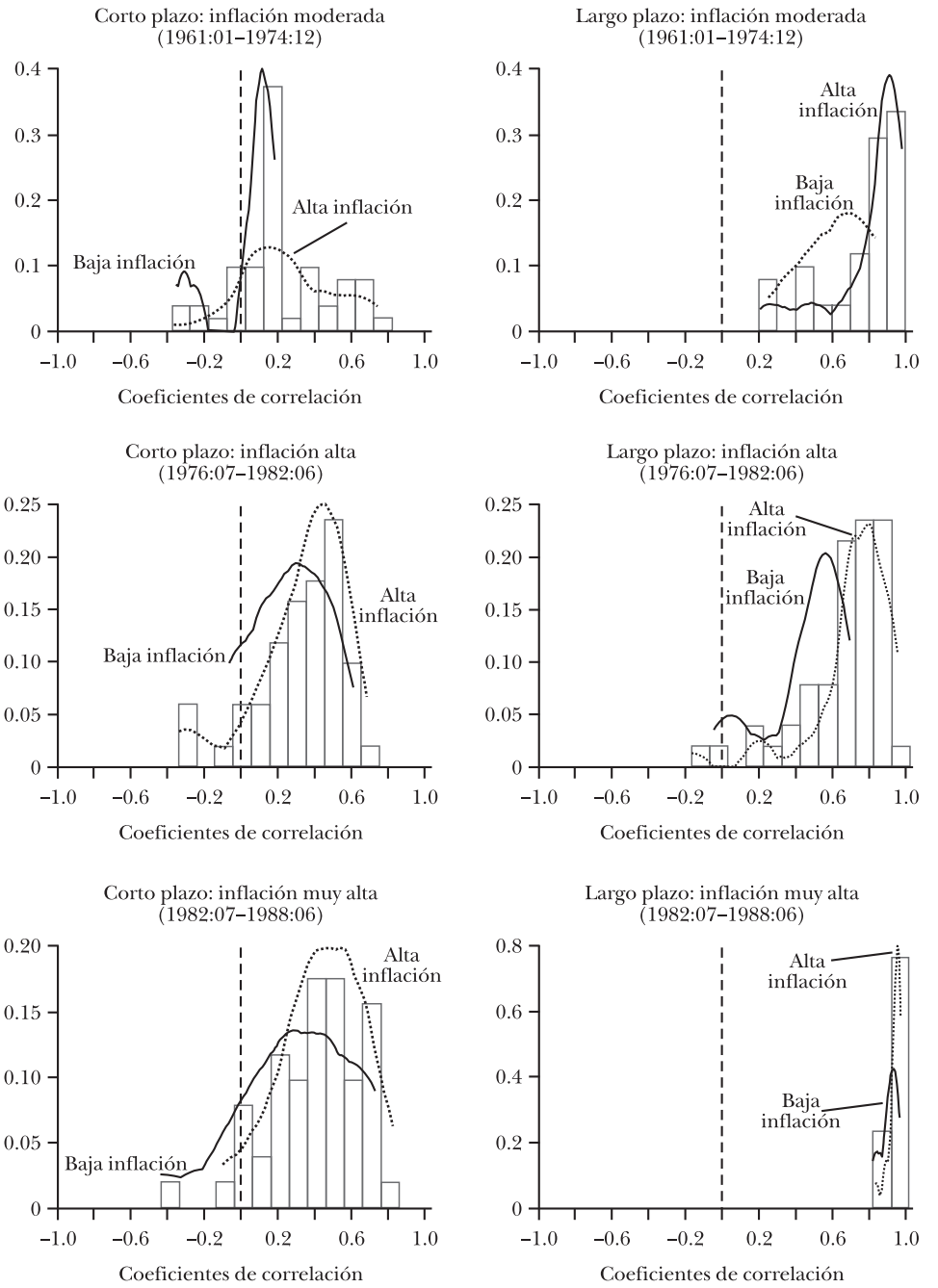
Por su parte, en los regímenes de baja inflación (incluida la desinflación estadounidense), las respuestas a los choques en el corto plazo se acercan en promedio aún más a cero (sobre todo en el caso de Estados Unidos), que indica una incidencia aún menor de los choques comunes en las inflaciones individuales. Las respuestas a largo plazo, en cambio, muestran patrones muy diferentes entre ambos países. Mientras que en el caso de Estados Unidos, como en el corto plazo, las respuestas sectoriales se mantienen dispersas y centradas en cero, en completa sintonía con lo que se espera para un periodo de baja inflación, lo observado para Argentina se aleja considerablemente de ese *a priori*, y muestra un comovimiento positivo y generalizado con el choque común.

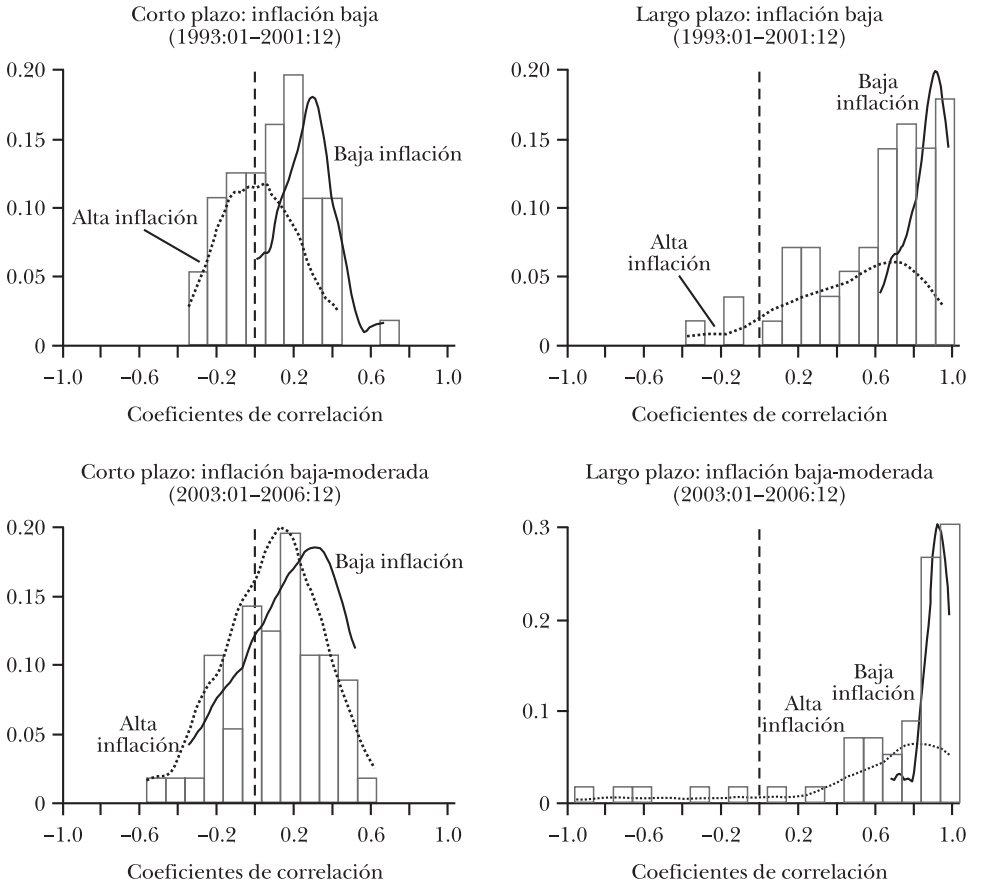
La identificación de patrones sectoriales detrás de la dinámica inflacionaria ayuda a explicar los rasgos descritos con mayor precisión. Como se sugirió, los choques sobre el TCR son una fuente importante de variabilidad de la inflación IPC en una economía abierta y pequeña. Más aún si, como Argentina, han experimentado varios episodios de crisis con ajustes drásticos de ese precio relativo. En ese sentido, una distinción entre sectores transables y no transables (cuyo precio relativo puede considerarse como una variable sustituta del TCR) parece ser *a priori* adecuada para Argentina. Por el contrario, una distinción entre alimentos y energía y el resto de los bienes y servicios parece ser *a priori* más adecuada para Estados Unidos, dado el vínculo entre los choques a esos precios y el índice general de inflación que usualmente se sugiere en su caso. En los cuadros 3 y 4 se muestran las respuestas promedio en el largo plazo para esos grupos de sectores en los distintos regímenes y se evalúa si las diferencias en esas respuestas son significativas (se empleó la prueba de Mann y Whitney de suma de rangos para evaluar diferencias en la media). Además, en cada uno de los histogramas superpusimos la estimación de la distribución de frecuencias de las respuestas de los bienes transables versus los no transables, en el caso de Argentina, y de alimentos y energía versus el resto de los sectores, en el caso de Estados Unidos.[10]

En el caso de Argentina, como se observa en la gráfica VII y el cuadro 3, las respuestas de transables y no transables a los choques comunes son significativamente diferentes en todos los regímenes, lo que corrobora la importancia que reviste esta dinámica de ajuste de precios relativos en

[10] Para ello se utilizó la técnica de estimación no paramétrica de Kernel.

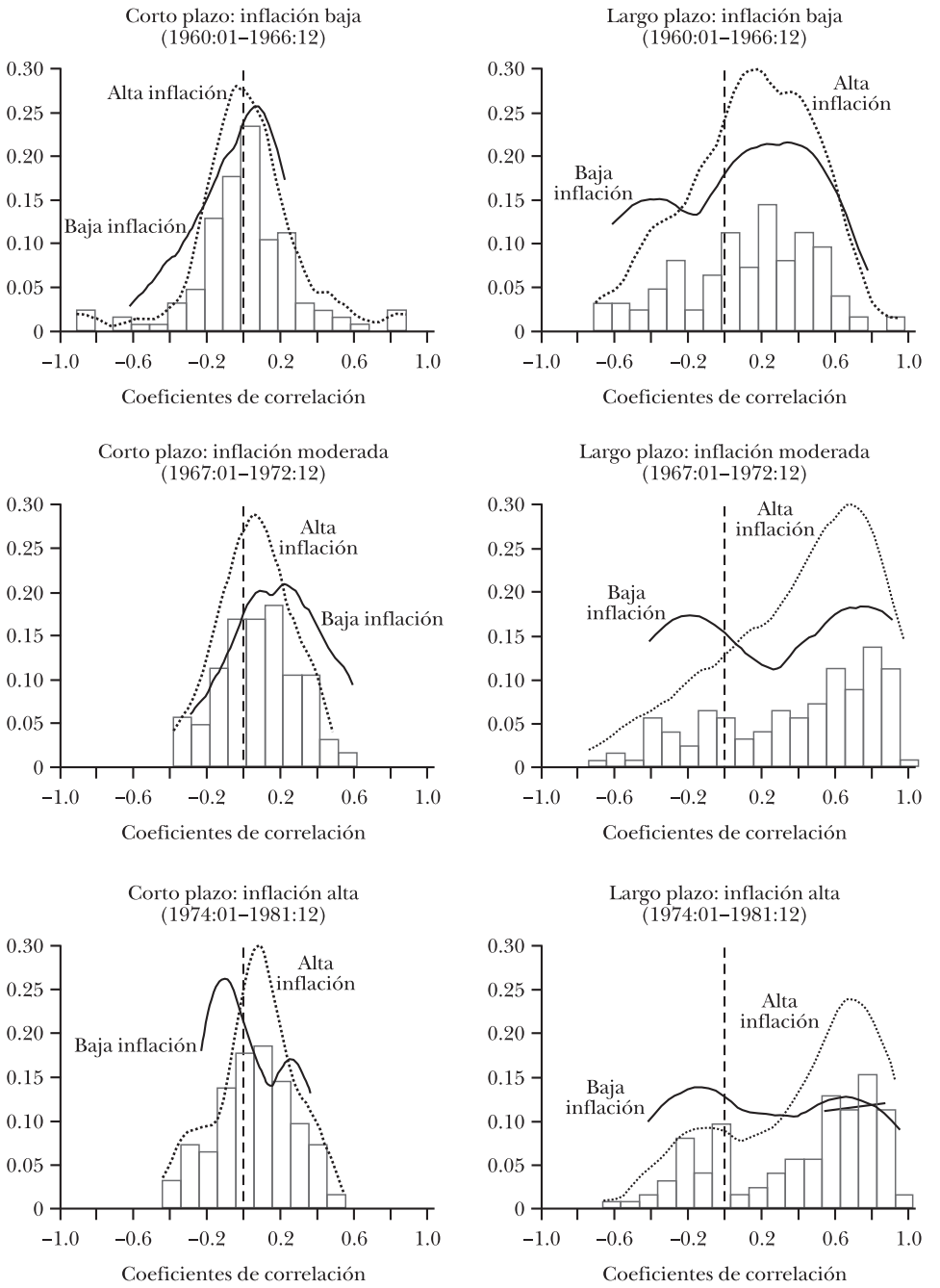
GRÁFICA VII. ARGENTINA: RESPUESTAS SECTORIALES AL CHOQUE COMÚN, 1961-2006

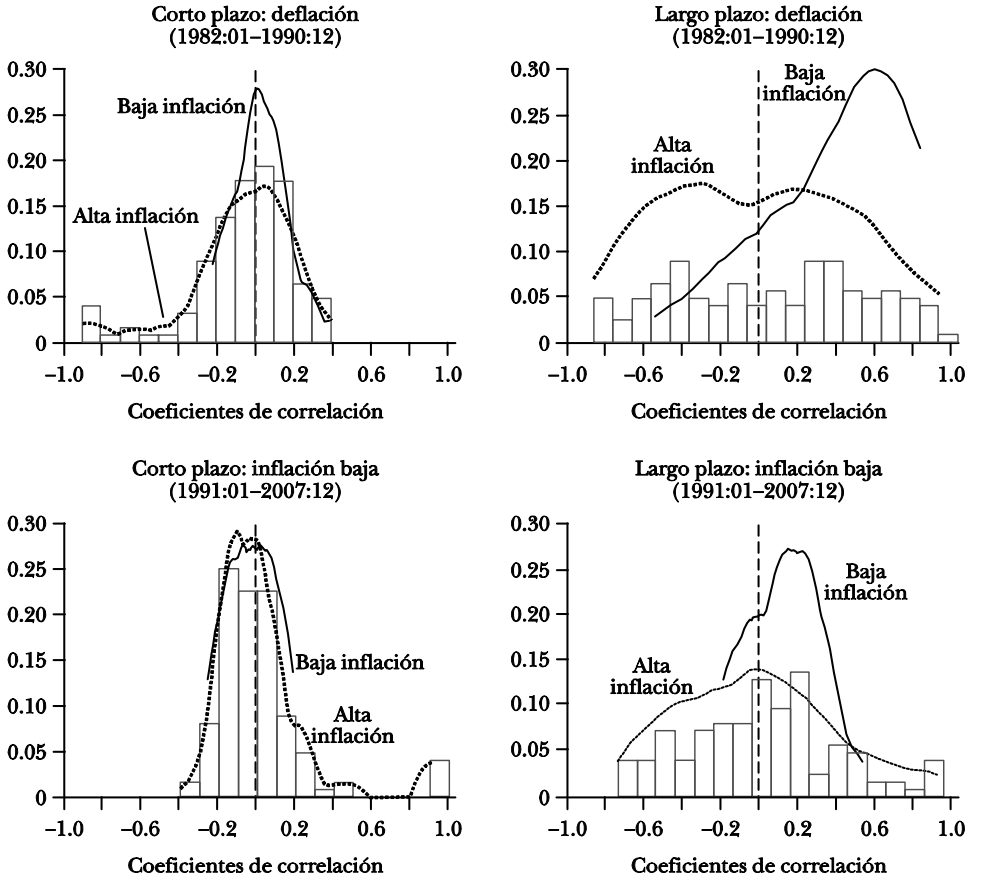




explicar el comportamiento de la inflación en Argentina. La evidencia se encuentra en línea con el comportamiento que deberían exhibir los precios de estos grupos de sectores en presencia de movimientos en el TCR: cuando este experimenta un sesgo depreciatorio, como ocurre durante los periodos de inflaciones moderada, alta y muy alta, los sectores transables conducen una tendencia de la inflación, y lo contrario sucede cuando el TCR describe una tendencia apreciatoria, como es el caso durante los periodos de inflación baja y baja moderada. Del cuadro 3 también se desprende que no hay comportamientos diferenciales significativos entre los sectores de alimentos y energía y el resto de los sectores para ninguno de los regímenes, lo que, como se esperaba, resta importancia a este tipo de ajuste para explicar la dinámica inflacionaria argentina. Este hallasgo

GRÁFICA VIII. ESTADOS UNIDOS: RESPUESTAS SECTORIALES AL CHOQUE COMÚN, 1960-2007





va en línea con el pobre desempeño que muestran los medidas que excluyen la evolución de los precios de los alimentos y la energía como indicadores de la inflación subyacente para Argentina (ver D'Amato *et al.*, 2006).

Asimismo, pueden también extraerse algunas generalidades acerca de la importancia del comovimiento vis a vis el ajuste de precios relativos en explicar la dinámica de la inflación agregada entre regímenes inflacionarios. Si bien no se cuenta con una medida que permita computar con precisión cómo varían dichas importancias relativas, las distribuciones de frecuencia y las pruebas de diferencias en las respuestas medias al choque común sugieren que la importancia relativa del comovimiento se incrementa con la tasa media de inflación. En un extremo, en un contexto de

CUADRO 3. ARGENTINA: PRUEBA DE DIFERENCIA DE MEDIAS ENTRE GRUPOS DE SECTORES, 1961-2006

	Argentina							
	Respuesta media		*Estadístico*	*Valor p*	*Respuesta media*		*Estadístico*	*Valor p*
	No transables	*Transables*			*Alimentos y energía*	*Resto*		
Inflación moderada 1961m01-1974m12	0.620	0.802	2.918[a]	0.004	0.714	0.786	1.752	0.080
Inflación alta 1976m07-1982m06	0.459	0.712	3.535[a]	0.000	0.574	0.695	1.773	0.076
Inflación muy alta 1982m07-1988m06	0.909	0.942	2.420[b]	0.016	0.918	0.942	1.900	0.058
Inflación baja 1993m01-2001m12	0.640	0.595	–4.768[a]	0.000	0.600	0.615	0.190	0.850
Inflación baja-moderada 2003m01-2006m12	0.695	0.660	–3.002[a]	0.003	0.583	0.703	1.841	0.086

[a] Significativo al 1%. [b] Significativo al 5%.

CUADRO 4. ESTADOS UNIDOS: PRUEBA DE DIFERENCIA DE MEDIAS ENTRE GRUPOS DE SECTORES, 1960-2007

	Estados Unidos							
	Respuesta media		*Estadístico*	*Valor p*	*Respuesta media*		*Estadístico*	*Valor p*
	Alimentos y energía	*Resto*			*No transables*	*Transables*		
Inflación baja 1960m01-1966m12	0.059	0.142	0.654	0.513	0.044	0.164	1.713	0.087
Inflación moderada 1967m01-1972m12	0.284	0.400	0.719	0.472	0.412	0.365	–0.379	0.704
Inflación alta 1974m01-1981m12	0.243	0.434	1.740	0.082	0.270	0.420	1.008	0.313
Desinflación 1982m01-1990m12	0.406	–0.013	–3.565[a]	0.000	0.034	0.073	0.515	0.607
Inflación baja 1991m01-2007m12	0.121	–0.010	–2.021[b]	0.043	0.123	–0.036	–2.081[b]	0.037

[a] Significativo al 1%. [b] Significativo al 5%.

muy alta inflación, como es el caso de Argentina a partir de los ochenta, el ajuste transables-no transables parece ser menos significativo, y el comovimiento de los precios es la característica predominante. En los regímenes intermedios de inflación moderada a alta, como es el caso de los años sesenta y setenta, ni el ajuste de precios relativos ni el comovimiento se impone como característica distintiva del régimen; ambos factores serían relevantes para explicar la dinámica que subyace al índice general de precios. En el otro extremo, en baja inflación, como es el caso de Argentina de la convertibilidad, el ajuste de precios relativos predomina por sobre el comovimiento.

En el caso de Estados Unidos, los histogramas en la gráfica VIII y el cuadro 4 también corroboran lo adecuado de la distinción entre alimentos y energía y el resto de los bienes y servicios pero sólo para los dos últimos periodos de baja inflación. El abaratamiento relativo de los alimentos en el periodo de la desinflación (que parece razonable por tratarse de bienes salario que responden de manera bastante elástica a los impulsos de demanda, en este caso negativos) y el encarecimiento relativo de los mismos luego de los choques de precios a los productos básicos experimentados de 1999 en adelante en el periodo de baja inflación de los años noventa a la primera década de este siglo explicarían tales desarrollos. En ausencia de alguna señal de ajuste de precios, como es el caso del periodo de baja inflación en los sesenta, las respuestas se muestran heterogéneas sin exhibir ningún patrón sectorial definido.

Otra característica que vale la pena señalar es la manera diferenciada en la que una economía podría responder a choques de oferta similares en condiciones de baja y alta inflación. Durante los años setenta el comovimiento en respuesta al choque común parece ser una característica compartida en promedio por ambos grupos de sectores. Nótese que en este caso las diferencias en las respuestas medias entre grupos de sectores no son significativas. Además, las respuestas sectoriales parecerían no diferir de manera sustancial de las evidenciadas en el régimen que antecede al choque petrolero, dando cuenta de esta manera de que el comovimiento más generalizado es anterior a este último. En este sentido, y en relación con la controversia acerca de los determinantes de la alta inflación en Estados Unidos en los años setenta y ochenta, este hallazgo va más en línea con la explicación del fenómeno inflacionario que proveen De Long (1997) y Sargent (1999) que con la de Ball y Mankiw (1995). En el régimen de baja inflación actual, en cambio, cada grupo de sectores parece responder de manera diferente e, incluso, con el signo contrario. Puntualmente,

los alimentos y energía se encarecen relativamente (nótese la covariación positiva de este grupo de sectores versus la negativa del resto), dando cuenta de la importancia del ajuste de precios relativos detrás de la dinámica inflacionaria en el último periodo.

En resumen, de los resultados para distintos regímenes inflacionarios en Argentina y Estados Unidos se desprende como rasgo general que los choques de oferta se han mostrado en los últimos periodos *más idiosincrásicos,* que limita su rango de incidencia a un conjunto de sectores más reducido (o lo que es lo mismo, se han vuelto menos comunes). Esto es claro en el caso de Estados Unidos si se comparan los regímenes de alta y baja inflación, ambos sujetos de choques de proporciones sobre el petróleo y los alimentos, pero también lo es en el caso de Argentina si se considera el menor traspaso sobre los precios luego de la devaluación cambiaria de 2002 vis a vis las demás devaluaciones acontecidas en entornos de inflación más elevada. Esto nos lleva a una segunda conclusión: un contexto macroeconómico de baja inflación da más espacio a que actúen los mecanismos convencionales de ajuste de precios relativos o, lo que es lo mismo, que los grandes choques de oferta induzcan un comovimiento generalizado entre las inflaciones sectoriales y así tengan un impacto persistente sobre el nivel de precios depende en alguna medida del contexto inflacionario.

5. CONCLUSIONES

En este trabajo, estudiamos la dinámica inflacionaria en Argentina y Estados Unidos en los últimos cincuenta años, cuando ambos países experimentaron inflaciones bajas, moderadas, altas y muy alta en el caso de Argentina. Encontramos que la dinámica de la inflación no se agota en un comovimiento generalizado y persistente de los precios sino que esta también refleja ajustes de precios relativos que son persistentes y no se limitan al ruido idiosincrásico de corto plazo.

Nuestros resultados también ponen en evidencia que la identificación de regímenes monetarios a partir de la inflación tendencial puede ser bastante imprecisa y limitada, en tanto ignora la dinámica de precios relativos subyacente. Por un lado, la importancia relativa de ajuste de precios relativos vis a vis el comovimiento generalizado entre los precios depende del régimen monetario. En alta inflación, cuando los impulsos nominales son una fuente importante de variabilidad, predomina el comovimiento

por sobre el ajuste de precios relativos. En un entorno de inflación baja ocurre lo contrario.

Por otro lado, en general, el impacto de los choques agregados sobre la dinámica de la inflación se manifiesta en un aumento del comovimiento. Esa incidencia cambia dependiendo del entorno inflacionario: en alta inflación el comovimiento inducido es mayor y tiende a perpetuarse. El tránsito desde inflaciones moderadas hacia regímenes de alta inflación se gesta con cierta lentitud, es decir, el comovimiento entre los precios crece a medida que el nivel de la inflación aumenta sin evidenciarse saltos discontínuos en las transiciones.

Además, la distinta naturaleza de los choques agregados prevalecientes en cada economía puede imprimir rasgos propios a la dinámica inflacionaria. Para Argentina, donde existe un claro predominio de los choques sobre el TCR, la dinámica transables-no transables es un rasgo común a todos los regímenes estudiados. Para Estados Unidos, los ajustes diferenciales de precios para los sectores de alimentos y energía versus los demás bienes y servicios, parecen ser los relevantes. Estos rasgos distintivos de la dinámica inflacionaria en términos de los ajustes de precios relativos deben ser incorporados a la modelación de la inflación con propósitos de política monetaria. También, deberían ser tenidos en cuenta al elegir una medida de inflación subyacente que se ajuste a los objetivos de la política monetaria: una medida subyacente sin energía y alimentos parece adecuada para Estados Unidos a la hora de evaluar el curso futuro de la inflación, mientras que para Argentina no tanto.

Finalmente, nuestros resultados indican que en un contexto de baja inflación los choques de oferta se tornan más idiosincrásicos, es decir, tienden a propagarse menos. Esto es claro en el caso de Argentina, si se considera el menor traspaso sobre los precios luego de la devaluación cambiaria de 2002 vis a vis las demás devaluaciones acontecidas en entornos de inflación más elevada, y también lo es en el caso de Estados Unidos si se considera el impacto diferencial de los choques sobre la energía y los alimentos en regímenes de alta y baja inflación. En ese sentido una conclusión general es que los contextos de alta inflación dificultan el ajuste de precios relativos en respuesta a choques agregados, porque inducen un comovimiento generalizado, con efecto persistente sobre el nivel de precios.

Anexo 1

Datos

Los datos incluyen las tasas de inflación mensuales del IPC correspondientes a los dos países, Argentina y Estados Unidos. En el caso de Argentina, los índices de inflación se toman del Instituto Nacional de Estadística y Censos (INDEC) y corresponden a los índices de tres dígitos del IPC. Excluimos los bienes y servicios regulados así como también los que tienen un alta carga impositiva. Esto dio como resultado 51 subíndices para los regímenes de moderada, alta y muy alta inflación y 56 subíndices para los regímenes de baja y baja-moderada inflación, debido a que las series se corresponden con distintas canastas de consumo. La tasa de inflación agregada fue recalculada como la suma ponderada de las tasas de inflación sectoriales remanentes.

En el caso de Estados Unidos, los datos sobre los índices de precios ajustados estacionalmente para todos los componentes de consumo, según se miden en las cuentas de producto e ingreso nacional (NIPA, por sus siglas en inglés), se toman del sitio web del Bureau of Economic Analysis (BEA). Estos permiten trabajar con diferentes niveles de agregación. Los resultados que se reportan en el trabajo se focalizan en el denominado tercer nivel de agregación (124 subíndices excluyendo también los servicios regulados y los bienes con alta carga impositiva), aunque las estimaciones se realizaron también para el segundo nivel de agregación (65 subíndices excluyendo los mismos componentes), sin obtener cambios significativos en los resultados. Cuando se realizó la agregación, se utilizaron ponderaciones fijas, ya que nos interesa sólo la variación de precios y no la variación en las cantidades consumidas. Los pesos utilizados se basan en los gastos promedio de cada régimen considerado.

Anexo 2

Componentes principales y choques comunes

Formalmente, como en Clark (2003), asumimos una representación estática de un modelo dinámico de factores (Stock y Watson, 2002). La inflación en un sector i es función de un componente común y otro idiosincrásico:

(A.1) $$\pi_{it} = \lambda_i(L)U_t + \varepsilon_{it}.$$

Donde $U_t = (u_t, u_{t-1}, ..., u_{t-q})$ es un vector que contiene al factor común y sus rezagos relevantes, $\lambda_i(L)U_t$ es el componente común, ε_{it} es el componente idiosincrásico y $U_t \perp \varepsilon_{it}$.

La inflación agregada es:

(A.2) $$\pi_t = \sum_{i=1}^{n} \theta_i \, \pi_{it} = \sum_{i=1}^{n} \theta_i \lambda_i(L)U_t + \sum_{i=1}^{n} \theta_i \varepsilon_{it} = CCOM_t + ICOM_t.$$

Donde $CCOM_t$ y $ICOM_t$ son el componente común y el componente idiosincrásico agregado de la inflación, respectivamente, y θ_i es el peso del sector i en la canasta de consumo. En las aplicaciones empíricas estimamos la respuesta de los sectores a los choques comunes de acuerdo a (A.1) y calculamos $CCOM_t$ de acuerdo a (A.2).

Anexo 3

Análisis en el dominio de la frecuencia

El análisis en el dominio de la frecuencia permite descomponer la evolución de una serie de tiempo en contribuciones periódicas a su varianza, proveyendo una descripción más natural de su estructura en términos de comportamiento cíclico en diferentes horizontes temporales. Es en este sentido que las técnicas en el dominio de la frecuencia parecen ser especialmente adecuadas para estudiar un proceso dinámico como el de la inflación, que, como fue explicado, es el resultado de dos fuentes de variabilidad definidas que afectan a la dinámica de la inflación con distinta frecuencia (choques comunes e idiosincrásicos).

Formalmente, la varianza total de un proceso estacionario en covarianza X_t, que tiene media $E(X_t) = \mu$ y autocovariaza de orden j_{th} igual a $\Gamma(j) = E(X_t - \mu)(X_{t-j} - \mu)$, puede ser representada en el dominio del tiempo como $X_t = \mu + \sum_{j=0}^{\infty} \varphi \varepsilon_{t-j}$, donde ε_t es un proceso $i.i.d.$ con media 0 y varianza σ_ε^2. Análogamente, la varianza total de X_t puede ser representada como la suma ponderada de funciones trigonométricas periódicas de frecuencia ω tal que $X_t = \mu + \int_0^{\pi} \alpha(\omega)\cos(\omega t)d\omega + \int_0^{\pi} \delta(\omega)\sin(\omega t)d\omega$. El peso que cada uno de esos componentes cíclicos tiene al explicar la

varianza total de X_t es usualmente resumido en lo que se conoce como espectro.

El espectro de X es la transformación de Fourier de su covariograma[11] y está dado por:

$$s(\omega) = \frac{1}{2\pi}\left\{\Gamma(0) + 2\sum_{j=1}^{\infty}\Gamma(j)\cos(\omega\, j)\right\}, \tag{A.3}$$

La varianza correspondiente a una determinada banda de frecuencia $\omega_1 \leq |\omega| \leq \omega_2$ está dada por $S(\omega_1,\omega_2) = 2\int_{\omega_1}^{\omega_2} s(\omega)\ d\omega$. Trivialmente, integrar el espectro en un rango que abarque todas las frecuencias, esto es, entre $\omega_1 = 0$ y $\omega_2 = \pi$, resulta en la varianza total de la serie. La porción de variabilidad en frecuencias muy altas está relacionada con movimientos temporales en la serie de tiempo y la porción en frecuencias bajas está relacionada con el componente permanente o tendencial de su variabilidad.[12]

En un trabajo clásico pero algo decepcionante, Granger (1966) describe la forma típica del espectro de la mayoría de las variables económicas como una que concentra la mayor porción de varianza en las frecuencias más bajas y cuya altura decrece suavemente a medida que la frecuencia aumenta, y concluye que "estimar únicamente la densidad espectral de potencias improbablemente sea una técnica productiva". A pesar de que las conclusiones de Granger pueden ser ciertas en general, mostraremos que puede aún haber información valiosa en la descomposición espectral de los procesos inflacionarios.

Para tener una mejor comprensión de la diferente distribución de varianza entre frecuencias y regímenes es conveniente aislar la distribución de la varianza en las distintas frecuencias del cambio en el nivel de varianza. La razón es simple: si los parámetros de persistencia no cambiaron y el aumento (la caída) en la varianza se debe solamente a que los choques se hicieron más grandes (más chicos), por ejemplo debido a que la media de la inflación es mayor (menor) pero no hubo cambios en el comportamiento autorregresivo de la serie, el espectro estimado debe ser el mismo para

[11] Esto es, la función generadora de autocovarianzas $g(z) \equiv \sum_{j=-\infty}^{\infty}\Gamma(j)z^j$ evaluada en $z = e^{-i\omega} = \cos(\omega) - i\sin(\omega)$ (para una prueba formal ver Hamilton, 1994).

[12] De hecho, la altura del espectro en la frecuencia 0 es una medida no paramétrica conocida de la persistencia de una serie de tiempo.

ambos regímenes, indicando que la distribución de varianza entre frecuencias no ha cambiado.[13] Esto puede realizarse calculando el *espectro normalizado*, simplemente dividiendo el espectro por la varianza total de la serie:

(A.4) $$h(\omega) \equiv s(\omega) / \Gamma(0) .$$

Esta medida indica la fracción de varianza total que en cada frecuencia y, por lo tanto, integrando $h(\omega)$ para todas las frecuencias resulta en un valor de uno.

Anexo 4

Filtros en el dominio de la frecuencia

En el presente anexo presentamos formalmente el procedimiento de filtrado que se realizó para extraer de los vectores de datos originales las series de tiempo específicas a una banda de frecuencia.

Procedimiento de filtrado

Para filtrar en el dominio de la frecuencia, se debe aplicar a las series de tiempo una transformación de Fourier. Consideremos un vector $x = \left[x_1,\ x_2,\ x_3, ...,\ x_T \right]'$. Para $s = 1, 2, 3, ..., T$, las frecuencias se definen como $\omega_s = 2\pi s / T$. La transformación finita de Fourier de x para una frecuencia ω_s es:

$$\omega_s x = T_{t=1}^{-1/2T} x_t e^{(t-1)i\omega_s} ,$$

donde:

$$\omega_s = T^{-1/2} \left[1\ e^{i\omega_s}\ e^{2i\omega_s}\ ...\ e^{(T-1)i\omega_s} \right].$$

Si $W = \left[\omega_0\ \omega_1\ \omega_2\ ...\ \omega_{T-1} \right]'$, es posible demostrar que las columnas de W son ortonormales de manera que $W^* W = W W^* = I$ y W es una matriz

[13] La prueba formal es la siguiente. El espectro de un proceso estacionario en covarianza $MA(\infty)$ como X_t puede ser también expresado como $s(\omega) = (1/2\pi)\varphi(e^{i\omega})\ \ \sigma_\varepsilon^2(e^{-i\omega})$, después de reemplazar en (A.2) por la función generadora de covarianzas evaluada en $e^{-i\omega}$ (ver Hamilton, 1994). Dividiendo $s(\omega)$ por la varianza de X_t, $\sigma_X^2 = \sigma_\varepsilon^2 \sum_{j=0}^{\infty} \varphi_j^2$, resulta en $h(\omega) \equiv s(\omega) / \sigma_X^2 = [\varphi(e^{i\omega})\ \ (e^{-i\omega})] / [2\pi \sum_{j=0}^{\infty} \varphi_j^2]$ que es independiente de σ_ε^2.

unitaria, donde * indica el conjugado hermitiano (es decir, la transpuesta del conjugado complejo) e I es la matriz de identidad. Esta matriz multiplicada por cualquier vector de datos dará como resultado la transformación de Fourier de ese vector. En el caso x, $\tilde{x} = Wx$ es el vector de las transformación discreta de Fourier de la serie de tiempo x en todas las frecuencias fundamentales ω_s, para $s = 0, 1, 2, ..., T-1$.

Podemos definir a A como una matriz TxT que tiene unos en la diagonal principal para las frecuencias que se desea extraer en el filtrado y ceros en el resto. La transformación de Fourier de una serie de tiempo x para la banda de frecuencia $[\omega_s, \omega_r]$ es entonces:

$$A(\omega_s, \omega_r)\hat{x} = A(\omega_s, \omega_r)Wx .$$

Por último, el vector complejo $A(\omega_s, \omega_r)\hat{x}$ se convierte nuevamente al dominio de tiempo aplicando la inversa de la transformación de Fourier del vector x correspondiente a la banda de frecuencia $[\omega_s, \omega_r]$. Es decir, se calcula:

$$\tilde{x} = W^* A(\omega_s, \omega_r)Wx .$$

Precisiones computacionales

El análisis en el dominio de la frecuencia aplicado a muestras finitas encuentra una limitación en lo que se conoce como *efecto envolvente*. Al asumir que existe periodicidad en las series de tiempo, se está suponiendo que la última observación es idéntica a la observación que precede a la primera. Para intentar reducir al mínimo el sesgo en los resultados que puede introducir tal efecto, completamos con ceros el exceso de cada serie hasta obtener una cantidad suficientemente grande de ordenadas de frecuencia. A fin de trabajar con una cantidad de elementos T igual a una potencia cuadrática (lo que resulta necesario para que el filtro funcione adecuadamente), seleccionamos una cantidad de ordenadas de frecuencia equivalente a 576.

Referencias

Altissimo, F., B. Mojon y P. Zaffaroni (2006), "Sectoral and Aggregate Inflation Dynamics in the Euro Area", *Journal of the European Economic Association,* vol. 4, 2-3, pp. 585-593.

Altissimo, F., B. Mojon y P. Zaffaroni (2007), *Fast Micro and Slow Macro: Can Aggregation Explain the Persistence of Inflation,* Federal Reserve Bank of Chicago (Working Paper, núm. 2007-2).

Altissimo, F., B. Mojon y P. Zaffaroni (2009). "Can Aggregation Explain the Persistence of Inflation?", *Journal of Monetary Economics,* vol. 56, pp. 231–241.

Angeloni, I., L. Aucremanne, M. Ehrmann, J. Galí, A. Theo Levin y F. R. Smets (2006), "New Evidence on Inflation Persistence and Price Stickiness in the Euro Area: Implications for Macro Modeling", *Journal of the European Economic Association,* vol. 4, pp. 562-574.

Ascari, G., y T. Ropele (2007), *Trend Inflation, Taylor Principle and Indeterminency,* Kiel Institute for World Economics (Kiel Working Paper, núm. 1332).

Bai, J., y P. Perron (2003), "Computation and Analysis of Multiple Structural Change Models", *Journal of Applied Econometrics,* vol. 18, pp. 1-22.

Ball, L., y G. Mankiw (1995), "Relative-price Changes as Aggregate Supply shocks", *The Quarterly Journal of Economics,* vol. 110, núm. 1, pp 161-193.

Blake, A., y E. Fernández-Corugedo (2006), *Optimal monetary policy with non-zero steady-state inflation,* texto mimeografiado.

Burstein, A., M. Eichembaum y S. Rebelo (2005), "Large Devaluations and the Real Exchange Rate", *Journal of Political Economy,* vol. 113, núm. 4.

Castagnino. T., y L. D'Amato (2008), *Regime Dependence, Common Shocks and the Inflation-Relative Price Variability Relation,* BCRA (Documento de Trabajo, núm. 2008-38).

Clarida, R., J. Galí y M. Gertler (1998), *Monetary Policy Rules and Macroeconomic Stability: Evidence and Some Theory,* NBER (Working Paper, núm. W6442).

Clark, T. (2003), *Disaggregated Evidence on the Persistence of Consumer Price Inflation,* Federal Reserve Bank of Kansas City (Research Working Paper, núm. 03-11).

Cogley, T., y T. Sargent (2001), "Evolving Post-World War II U.S. Inflation Dynamics", *NBER Macroeconomics Annual,* vol. 16, MIT Press, Cambridge, pp. 331-372.

D'Amato, L., L. Garegnani y J. Sotes (2008), "Dinámica inflacionaria y persistencia: implicancias para la política monetaria", *Ensayos Económicos*, núm. 50, enero-marzo, BCRA, pp. 127-167.

D'Amato, L., L. Sanz y J. Sotes (2006), *Evaluación de medidas alternativas de inflación subyacente para Argentina,* Banco Central de la República Argentina (serie Estudios BCRA, núm. 1).

De Gregorio, J., O. Landerretche y C. Nielsen (2007), "Another *pass-through* Bites the Dust? Oil Price and Inflation", *Economia,* vol. 7, núm. 2, pp. 155-208.

De Long, J. B. (1997), "America's Only Peacetime Inflation: The 1970's", en Christina Romer y David Romer (eds.), *Reducing Inflation,* vol. 30, NBER Studies in Business Cycles.

Dotsey, M., R. King y A. Wolman (1999), "State-dependent Pricing and The General Equilibrium Dynamics of Money and Output", *Quarterly Journal of Economics,* vol. 114, núm. 2, pp. 655-690.

Engle, R. (1974), "Band Spectrum Regression", *International Economic Review,* vol. 15, núm. 1, pp. 1-11.

Fisher, S. (1981), "Relative Price Shocks, Relative Price Variability and Inflation", *Brooking Papers on Economic Activity,* núm. 22, pp. 381-440.

Granger, C. W. J. (1966), "The Typical Spectral Shape of an Economic Variable", *Econometrica,* vol. 1, pp. 150-161.

Hamilton, J. D. (1994), *Time Series Analysis*, Princeton University Press, Princeton, N. J.

Kiley, M. (2007), "Is Moderate-to-high Inflation Inherently Unstable?", *International Journal of Central Banking,* vol. 3, núm. 2, pp. 173-198.

Levin, A. T., y J. M. Piger (2004*), Is Inflation Persistence Intrinsic in Industrial Economies?,* European Central Bank (Working Paper Series, núm. 334).

Lucas, R. (1973) "Some International Evidence on Output Inflation Trade-offs", *American Economic Review,* vol. 63, núm. 3, junio, pp. 326-334

Reis, R., y M. Watson (2007), *Relative Goods' Prices and Pure Inflation,* NBER (Working Paper, núm. 13615).

Sargent, T. (1999), *The Conquest of American Inflation,* Princeton University Press, Princeton.

Sheshinski, E., y Y. Weiss (1977), "Inflation and Costs of Price Adjustment", *Review of Economic Studies,* vol. LIV, pp. 287-303.

Stock, J., y M. Watson (2002), "Macroeconomic Forecasting Using Diffusion Indexes", *Journal of Business and Statistics*, vol. 20, abril, pp. 147-162.

Dinámica inflacionaria y persistencia en Costa Rica: periodo 1953-2009

Carlos Chaverri Morales y Carlos Torres Gutiérrez*

1. INTRODUCCIÓN

Existen varias definiciones de persistencia inflacionaria en la literatura económica, no obstante, para los efectos de la presente investigación se adopta la definición sugerida por Marques (2004), quien la concibe como la velocidad con que la inflación retorna a su valor de equilibrio de largo plazo luego de una perturbación.[1] Valores altos del coeficiente de persistencia inflacionaria indican que después de una perturbación, la inflación converge más lentamente hacia su nivel subyacente o de equilibrio de largo plazo, mientras que valores bajos de dicho coeficiente muestran una rápida convergencia de la variable a su nivel de equilibrio (Álvarez *et al.*,

* C. Chaverri Morales y C. Torres Gutiérrez, funcionarios del Departamento de Estadística Macroeconómica y del Departamento de Investigación Económica, respectivamente, de la División de Economía, del Banco Central de Costa Rica (BCCR). Una versión anterior de este documento fue presentada en la XIV Reunión de la Red de Investigadores de Bancos Centrales del Continente Americano, en Salvador, Bahía, Brasil, en noviembre de 2009. Los autores agradecen a Laura D'Amato, a Manfred Esquivel y demás participantes del taller de discusión de avances del Proyecto Conjunto sobre Dinámica Inflacionaria y Persistencia, coordinado por el Centro de Estudios Monetarios Latinoamericano (CEMLA) y el Banco Central de la República Argentina, en Brasilia, Brasil, durante julio de 2009. Las ideas expresadas en este documento son de los autores y no necesariamente representan las del BCCR. Correo electrónico: ⟨chaverrimc@bccr.fi.cr⟩.

[1] Este autor cita definiciones de Batini (2002), Batini y Nelson (2002) y Willis (2003) y señala que Andrews y Chen (1994), así como Pivetta y Reis (2001), definen la persistencia inflacionaria en forma similar. D'Amato, Garegnani y Sotes (2007) también acogen esta definición.

2000).[2] Lo anterior es coherente con la definición estadística de persistencia en Fuhrer (1995), quien la concibe como la tendencia de una variable a mantenerse alejada de su nivel promedio durante un periodo extenso de tiempo, una vez que esta es perturbada.[3]

De la definición anterior se desprende que la estimación de la persistencia inflacionaria es condicional al nivel de equilibrio de largo plazo de la inflación que se asuma. Marques (2004) señala que no siempre es apropiado suponer que este nivel de equilibrio es constante en el tiempo, aunque lo supone exógeno y no afectado por el choque inflacionario.

Estudiar el fenómeno de la persistencia inflacionaria es importante, tanto para el entorno económico conjunto como para el ámbito de la banca central en particular. Para la política económica en general es relevante entender las rigideces que subyacen a la persistencia inflacionaria, porque ayuda a diseñar y guiar el proceso de reformas estructurales para mejorar la eficiencia y el bienestar económico. En efecto, propiciar cambios en los mecanismos de indexación de precios y salarios en la economía, desde factores retrospectivos a prospectivos, liberalizar mercados regulados y promover la competencia en sectores económicos claves favorecen la reducción de la persistencia inflacionaria (FMI, 2009).

Para la conducción de la política monetaria también es importante estimar el grado y fuentes de persistencia inflacionaria en la economía, lo que facilita el diseño de respuestas apropiadas a los choques inflacionarios y permite mejorar la modelación macroeconómica y el pronóstico de la inflación. Se argumenta que cuando la persistencia inflacionaria es alta, la respuesta de la política monetaria a choques debería ser gradual y el

[2] Es decir, hay alta (baja) persistencia inflacionaria cuando son muy prolongadas (de corta duración) las desviaciones de la inflación respecto de su nivel de estado estacionario, luego de la ocurrencia de un choque (Céspedes *et al.*, 2003).

[3] Es conveniente señalar que la persistencia inflacionaria, así definida, es diferente al concepto de inercia inflacionaria. Para Lendvai (2004), la inercia es la lenta respuesta de una variable a cambios inesperados en las condiciones económicas, con lo que los niveles pasados de la variable (o las expectativas pasadas acerca de su nivel actual) tiene una influencia directa en su nivel actual. Agrega que la persistencia de una variable puede ser generada por varias fuentes, siendo la inercia sólo una de ellas (en el Anexo 13 se hace referencia a este tema). Asimismo, persistencia inflacionaria se considera diferente a incertidumbre inflacionaria, que es la dificultad para predecir la inflación debido a su variabilidad (medida a partir de la desviación estándar de los errores de pronóstico de la inflación, generados por un modelo econométrico durante un cierto periodo). Así, mayor varianza de los errores de predicción de la inflación implica mayor incertidumbre inflacionaria y viceversa (Solera, 2002).

horizonte de las metas de inflación relativamente largo. Lo anterior por cuanto a mayor persistencia inflacionaria, mayor será el denominado *coeficiente de sacrificio* (costo en términos de producto de estabilizar la inflación en el corto plazo) y más difícil será anclar las expectativas inflacionarias a la meta de inflación del banco central (Smets, 2006).

No obstante, también se afirma que la persistencia inflacionaria es afectada por factores endógenos, que incluyen cambios en el comportamiento del proceso de fijación de precios en la economía, resultantes de cambios de política y la propia credibilidad de la política monetaria. Cuando el banco central le otorga gran importancia al logro de su meta inflacionaria, combate los choques inflacionarios activamente, por lo que estos llegan a tener menores efectos y más baja persistencia inflacionaria. Por el contrario, si el banco central tiene una meta de inflación más flexible y se preocupa también por otros factores (como el desenvolvimiento del producto o el empleo) luego de un choque inflacionario, entonces este llega a tener mayor persistencia (Hansson *et al.*, 2009).

Coherente con la relevancia de este tema, el objetivo principal de la presente investigación es estudiar la dinámica de la inflación y la persistencia para el caso de Costa Rica. Para ello se determinan hechos relevantes del proceso inflacionario costarricense, se modelan los cambios en la tasa media de la inflación en el tiempo, en función de los principales choques inflacionarios externos e internos y cambios en la estrategia de política monetaria y se estima finalmente el grado de persistencia inflacionaria.

Debe señalarse que no es objetivo de esta investigación el estudio de las fuentes o causas de la persistencia inflacionaria mencionadas comúnmente en la literatura, como lo son la volatilidad misma de la inflación, el grado de indexación de precios y salarios en la economía y los cambios en la credibilidad de la política económica, incluidas las constantes modificaciones de la meta de inflación del banco central.[4]

El documento se estructura de la siguiente forma: la segunda sección contiene los aspectos conceptuales más importantes. La tercera sección describe brevemente la metodología utilizada. La cuarta sección incorpora una descripción resumida de la evolución de la inflación en Costa Rica. La quinta sección contiene los principales resultados empíricos y la sexta sección concluye.

[4] El estudio empírico de las fuentes de persistencia inflacionaria en el país sobrepasa los objetivos de esta investigación, aunque una descripción somera de estos factores, desde el punto de vista teórico, se brinda en el Anexo 1; y en el Anexo 12 se presentan algunas mediciones de fuentes de persistencia inflacionaria para Costa Rica.

2. ASPECTOS CONCEPTUALES

El tema de la persistencia inflacionaria es discutido en la literatura según dos enfoques diferentes (Marques, 2004): una representación sencilla de serie de tiempo univariada de la inflación y un enfoque econométrico estructural, multivariado, del comportamiento de esta variable.

En el enfoque univariado, es usual suponer un modelo autorregresivo de inflación, cuyos choques en el componente residual son concebidos como una medida resumida de todas las perturbaciones que afectan la inflación en un periodo determinado.

En el enfoque multivariado, se supone una determinada relación de causalidad entre la inflación y sus variables determinantes (normalmente los componentes de una curva de Phillips[5] o las variables de un modelo VAR estructural), en la cual los choques son estructurales, en el sentido de que son susceptibles de interpretación económica, como pueden ser los choques de política monetaria.

Siguiendo a D'Amato *et al.* (2008), en el presente trabajo de investigación se adopta el enfoque univariado de inflación,[6] en el cual se parte de que esta variable sigue un proceso autorregresivo estacionario de orden *p*:[7]

$$\pi_t = \alpha + \sum_{i=1}^{p} \beta_i \pi_{t-i} + \eta_t \ , \tag{1}$$

donde π_t es la tasa de inflación contemporánea; α, el término constante;

[5] Expectativas de inflación, desequilibrios reales entre el producto efectivo y su potencial, depreciación real, entre otras.

[6] Para Marques (2004) este enfoque y su sustituto cercano, que denomina autocovarianzas de baja frecuencia de una serie (el espectro a la frecuencia cero), parecen capaces de entregar la mejor estimación de la persistencia inflacionaria, en comparación con otras medidas alternativas, como la *vida media* de un choque inflacionario unitario y la raíz autorregresiva máxima. No obstante, al enfoque univariado de la suma de los coeficientes autorregresivos también se le señalan ciertas limitaciones (Vladova y Pachedjiev, 2008): el probable sesgo de subestimación de los parámetros de la persistencia cuando el último es unitario o cercano a la unidad; la escogencia de la longitud apropiada del rezago; la probable sobreestimación de la persistencia si no se controla apropiadamente los cambios estructurales o si no se considera una media variable en el tiempo y la posibilidad de cambios en la persistencia en el tiempo, especialmente durante largos periodos.

[7] Es decir, se supone que la inflación es una serie estacionaria alrededor de su media. Así, una representación estacionaria del comportamiento de la inflación puede entenderse como la verdadera persistencia de la inflación (Fuhrer, 1995).

β_i los coeficientes autorregresivos de la tasa de inflación; y, η_t, perturbación aleatoria o choque.

La persistencia inflacionaria (ρ) se refleja en la suma de los coeficientes autorregresivos significativos de orden p en la ecuación (1):

$$\rho = \sum_{i=1}^{p} \beta_i \; ; \; \forall \, i = 1, 2, ..., \, p. \tag{2}$$

Como se asume que la inflación es estacionaria ($0 < \rho < 1$),[8] un choque tendría un efecto transitorio sobre la inflación. Como se mencionó en la sección introductoria, si el efecto del choque demora mucho tiempo en desaparecer, la inflación sería altamente persistente, pero si su efecto es de corta duración exhibiría baja persistencia.[9]

Una característica importante de una serie de tiempo estacionaria es que tiene la propiedad de reversión a su valor medio de largo plazo luego de un choque. Es decir, si en el periodo anterior el choque indujo a la serie a estar sobre (bajo) su media, en el periodo actual esta se debería reducir (aumentar) para converger a su media. Esta es la base para afirmar que cuando se evalúa la persistencia de la inflación, lo que realmente importa es la persistencia de las desviaciones de la inflación respecto de su media, por lo cual, con base en Marques (2004), D'Amato *et al.* reescribe la ecuación (1) como un mecanismo de corrección al equilibrio, según desvíos de la inflación respecto de su valor medio:

$$\pi_t - \mu = \sum_{i=1}^{p-1} \varphi_i \Delta(\pi_{t-i} - \mu) + \rho(\pi_{t-1} - \mu) + \eta_t \;\; , \tag{3}$$

donde $\mu = \alpha/(1-\rho)$ es la media no condicional de la inflación. Así, bajo el enfoque autorregresivo estacionario de inflación, la media de la serie juega el papel del nivel de inflación de equilibrio de largo plazo al cual retorna esta variable después de un choque (Marques, 2004).

Dado que la media de la inflación varía en el tiempo, si se supone que esta es constante puede erróneamente concluirse que la inflación es altamente persistente cuando no lo es y viceversa.[10] Como se menciona en la

[8] En rigor $|\rho| < 1$, pero según Marques, se supone que ρ es no negativo para que la persistencia sea un problema de interés (si ρ fuera negativo, un choque tendría efectos contractivos transitorios en la inflación).

[9] De acuerdo con Marques, puede pensarse que un proceso integrado tenga persistencia unitaria (si la serie es integrada de orden uno, $\rho = 1$ y un choque sobre la inflación tendría efectos permanentes).

[10] Si se supone una media excesivamente flexible, puede concluirse que la inflación

siguiente sección metodológica, este problema se enfrenta identificando los quiebres estructurales en el nivel de la serie.

Es importante señalar que el uso del coeficiente ρ como medida empírica de persistencia inflacionaria tiene la ventaja de ser sencillo de estimar y de comprobar estadísticamente, pero se aduce que es una medida relativamente abstracta, lo que explica sus dificultades de interpretación y comparación a nivel práctico (Marques, 2004.).[11]

Una medida alternativa de persistencia que se estima a partir de ρ y que es más fácil de interpretar, comunicar y comparar, es la denominada *vida media (half-life)* de un choque inflacionario inesperado de magnitud unitaria, la cual se define como el número de periodos a lo largo de los cuales el efecto de dicho choque se mantiene por encima del valor 0.5 (Marques, 2004). Entre mayor sea el número de periodos requerido para que la mitad del ajuste tome lugar, más grande será el grado de persistencia inflacionaria y viceversa. El tiempo total que demora en completarse el choque también da una idea de la magnitud de este problema, pues cuanto más extendido sea este, mayor será la persistencia inflacionaria y viceversa.

Para un proceso autorregresivo de orden uno, la *vida media* (h) puede computarse como (Marques, 2004):

$$h = \ln(1/2)/\ln(\rho) \tag{4}$$

Donde *ln* denota la aplicación de logaritmo natural.[12] No obstante, para un proceso autorregresivo de orden p el cálculo de la *vida media* es más complejo, siendo la ecuación (4) solo una aproximación a la *verdadera* estimación de este concepto. Para este caso, se suele calcular directamente la *vida media* mediante la simulación del efecto de una perturbación inflacionaria unitaria sobre la propia inflación, lo cual se denomina función impulso-respuesta (FIR) y computar el número de periodos que demora en ajustarse la mitad de este choque.[13]

---

no tiene persistencia cuando en realidad es altamente persistente.

[11] Desafortunadamente, a nivel de la literatura empírica no ha sido posible establecer con claridad rangos de variación para dicho coeficiente, que permitan clasificar la persistencia inflacionaria en *baja, media* o *alta.*

[12] Dado que $\rho^h = 1/2$ denota el número de periodos que se necesitan para que un choque unitario se reduzca a la mitad, aplicando la transformación logarítmica a ambos lados se tiene: $h\ln(\rho) = \ln(½)$. Despejando h se obtiene la expresión (4).

[13] Debe señalarse, no obstante, que esta medida alternativa de persistencia también tiene algunas desventajas (Marques, 2004): puede subestimar la persistencia si la FIR decae

3. METODOLOGÍA

En el enfoque univariado de series de tiempo adoptado para estudiar la persistencia inflacionaria, se supone un modelo autorregresivo de orden *p* para la tasa de variación mensual T(1,1) del índice general de precios al consumidor (IPC) de Costa Rica, base julio 2006=100.[14] No obstante, para efectos comparativos también se estima la persistencia inflacionaria según la definición de *vida media* de un choque de magnitud unitaria.

El periodo total de análisis cubre de febrero de 1953 a diciembre de 2009 (1953m2-2009m12). A la fecha de corte para la preparación de esta investigación, este lapso era el más extenso para el cual se tenían datos oficiales del IPC compilados por el Instituto Nacional de Estadística y Censos (INEC) de Costa Rica.

Aunque las tasas de variación mensuales del IPC son más erráticas, o tienen más *ruido,* que las interanuales T(1,12), son más informativas acerca de los movimientos de corto plazo de la inflación, los cuales son de interés bajo el enfoque escogido en esta investigación. Por el contrario, la tasa de inflación en variaciones a 12 meses (inflación interanual) está más enfocada a analizar movimientos tendenciales de la inflación, lo cual no es el objetivo del presente trabajo, además de que puede generar una fuerte sobreestimación de la persistencia, como se afirma en Pincheira (2008).

3.1 Modelo autorregresivo de orden *p*

La metodología de trabajo sigue de cerca la línea de investigación de D'Amato *et al.* (2008). Parte verificando el requisito previo de que la tasa de inflación mensual sea una serie estacionaria a lo largo del periodo estudiado. Luego se abarcan las siguientes etapas:

i) Primero se determinan los principales quiebres estructurales en la media y en el coeficiente autorregresivo de la inflación mensual. Para ello se recurre inicialmente a un análisis cualitativo, en el que se revisan

---

en forma oscilante; pero aún decayendo la FIR monotónicamente, podría no ser adecuada para comparar series diferentes, si una exhibe una reducción inicial más rápida y una reducción posterior más lenta que la otra serie y dificulta la distinción de cambios en la persistencia en el tiempo.

[14] En adelante, se hará referencia a la tasa de variación mensual del IPC como tasa de inflación mensual, aunque con datos de alta frecuencia del IPC quizás sea más apropiado denominarle tasa de variación de precios.

los principales hechos económicos que marcaron la historia inflacionaria costarricense desde la década del cincuenta. Lo anterior se complementa luego con un análisis técnico, para identificar quiebres estructurales en la tasa de inflación, mediante el estudio de los residuos, los coeficientes de regresión recursivos y la aplicación de la prueba de múltiples cambios estructurales de Bai y Perron (1998 y 2003).

El análisis recursivo consiste en la estimación secuencial del modelo (1) para distintos tamaños de muestra. En general, si el número de parámetros del modelo es $k + 1$, la primera muestra utilizada para estimarlo es de dicho tamaño y posteriormente se agregan una a una las restantes observaciones hasta incorporar toda la muestra. En cada agregación de variables y estimación del modelo, se calcula para el siguiente periodo la predicción de la variable endógena y el error de predicción asociado. Con esta sucesión de valores se generan los coeficientes y residuos recursivos. En general, si no hay cambio estructural, la estimación de los parámetros se mantendrá constante y los residuos no se desviarán considerablemente de cero al ir aumentando la muestra secuencialmente (Carrascal *et al.*, 2001).

La prueba Bai-Perron, por su parte, permite formalizar pruebas de hipótesis acerca de la presencia de quiebres estructurales en variables estacionarias a lo largo de la muestra seleccionada. La prueba propone una serie de experimentos: $SupF_T(K)$ considera la hipótesis nula (H_o) de no quiebres estructurales versus la hipótesis alternativa (H_A) de k quiebres. $SupF_T\ (l + 1/l)$ toma la existencia de l quiebres (con l = 0.1..., como H_o) contra la alternativa de l+1 cambios. Las pruebas *UDmax* y *WDmax*, prueban la H_o de ausencia de quiebres estructurales contra la H_A de existencia de un número desconocido de quiebres a un nivel de significancia del 1%. Ambas pruebas evalúan un estadístico F para 1 a 5 quiebres, en donde los puntos de quiebre son seleccionados por la maximización global de la suma al cuadrado de los residuos.[15] La selección e interpretación de los quiebres se determina de acuerdo con los criterios sugeridos por Bai y Perron: *SupF Sequential Procedure, Bayesian Information Criterion* (BIC) y *Liu, Wu y Zidek* (LWZ).[16]

[15] La prueba *UDmax* pondera de forma igual los cinco estadísticos F, mientras que *WDmax* pondera los estadísticos F de forma tal que los *p*-valores marginales son iguales a través del número de quiebres.

[16] La programación de la prueba está implementada en GAUSS y fue obtenida de la página de internet de Pierre Perron, en el Departamento de Economía de la Universidad

Una vez detectados los quiebres, se pueden formular intervalos de confianza que permiten que los datos y los errores tengan diferentes distribuciones entre los segmentos en los que la prueba separa la muestra, lo que posibilita comparar empíricamente la coincidencia entre los quiebres detectados y la observación del comportamiento de una serie.

ii) En la segunda etapa se estima la media no constante de la tasa de inflación (μ_t), mediante un modelo que toma en cuenta los distintos subperiodos en los que se hayan detectado cambios estructurales en la media o en el componente autorregresivo de esta variable.

iii) En la tercera etapa se calculan las desviaciones de la tasa de inflación mensual con respecto de su valor medio no constante (estimado en la etapa anterior), para definir una variable $z_t = (\pi_t - \mu_t)$, que es la que se utiliza en la estimación de la persistencia inflacionaria (ρ), de acuerdo con la siguiente variante de la ecuación (3) de corrección de desvíos de la inflación:

(5) $$z_t = \sum_{i=1}^{p-1} \varphi_i \Delta z_{t-i} + \rho z_{t-1} + \eta_t$$

3.2 *Vida media* de un choque inflacionario

La metodología para calcular la *vida media* de un choque inflacionario también parte verificando la estacionariedad de la tasa de inflación mensual en el periodo estudiado. Luego se estima un modelo autorregresivo para esta variable, cuyo rezago óptimo inicialmente se determina según los estadísticos FPE, AIC, LR y SC.[17] Este rezago se ajusta con posterioridad según la prueba de exclusión de rezagos aplicada de manera secuencial, hasta determinar sólo aquellos rezagos que sean estadísticamente significativos.

Finalmente y previa verificación de la estabilidad del modelo y la idoneidad de los residuos de regresión, se calcula la función impulso-respuesta (FIR), mediante la simulación del efecto de un choque unitario sobre la propia inflación y se computa el número de periodos requeridos para que la mitad del ajuste tome lugar y para que el resto del ajuste se complete.

---

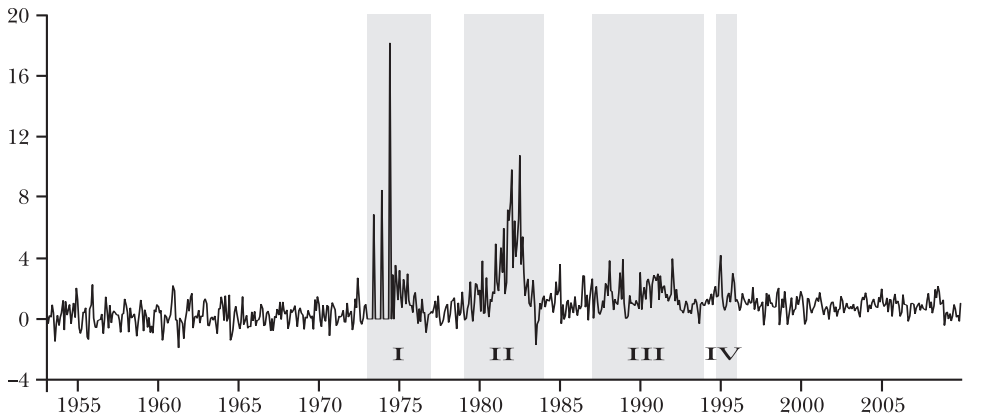
de Boston (http://people.bu.edu/perron/).

[17] *Final prediction error* (FPE), *Akaike information criterion* (AIC), *sequential modified LR test statistic* (LR) y *Schwarz* (SC); en su orden.

4. BREVE HISTORIA INFLACIONARIA DE COSTA RICA

Durante el periodo 1953-2009 la inflación en Costa Rica registró una variación promedio mensual de 0.9%. Sin embargo, el comportamiento fue muy variable en algunos periodos, como se muestra en la gráfica I y en el cuadro 1.

GRÁFICA I. COSTA RICA: TASA DE INFLACIÓN MENSUAL. PERIODO 1953M2-2009M12



FUENTE: Elaboración propia.

De 1953 a 1971 la tasa de inflación mensual fue relativamente baja y estable, pues se mantuvo en el orden del 0.2% en promedio. Este periodo se caracterizó por la ausencia de un proceso formal de definición de reglas de política monetaria para establecer objetivos de inflación por parte de la autoridad monetaria. La economía de Costa Rica se desenvolvía en un entorno externo regido por el renovado sistema monetario internacional y la adopción del nuevo modelo para la determinación del tipo de cambio, denominado esquema patrón oro-dólar. El tipo de cambio durante este lapso fue fijo y podría considerarse que fungía como ancla para la política monetaria.

Esta relativa estabilidad inflacionaria sufre su primer gran impacto durante el periodo 1972-1982, época cuando la inflación mensual registró un promedio más alto y con una mayor variabilidad. Dicho lapso se caracterizó por una inestabilidad a nivel mundial, debido a la primera crisis de los precios internacionales del petróleo a mediados de la década del setenta, conjuntamente con un rompimiento en el orden monetario internacional. Durante esta época Costa Rica registró un mayor ingreso de

fondos externos, lo que provocó los problemas típicos de la *enfermedad holandesa:* apreciación de la moneda que afectó la competitividad de las exportaciones, aunado a los persistentes desequilibrios fiscales. Asimismo, se destacan los efectos sufridos en el país como consecuencia del grave problema de deuda externa que atravesaron la mayoría de países latinoamericanos a inicios de la década del ochenta, cuando la inflación promedio mensual fue 2.5% (cuadro 1).

CUADRO 1. COSTA RICA: TASAS DE INFLACIÓN MENSUAL POR SUBPERIODOS, 1953-2009 (en porcentajes)

Periodos seleccionados	*Promedio*	*Desviación estándar*
1953m2-1972m12	0.20	0.72
1977m1-1978m12	0.54	0.64
1984m1-1986m12	1.14	0.85
1994m1-1994m08	1.26	0.35
1996m1-2009m12	0.87	0.52
Periodos a controlar		
I 1973m1-1976m12	1.39	3.02
II 1979m1-1983m12	2.54	2.51
III 1987m1-1993m12	1.42	0.91
IV 1994m9-1995m12	1.80	0.96

FUENTE: Elaboración propia.

Para el periodo 1983-1990 se acentuaron los problemas inflacionarios, fundamentados en el agotamiento del modelo económico seguido desde los años sesenta (Solera, 2002). Se suele catalogar a este periodo como el de la mayor crisis inflacionaria de los últimos años, debido fundamentalmente a factores climáticos adversos, el abandono del tipo de cambio fijo (se adopta un régimen de minidevaluaciones a partir de 1983) y se da una aceleración de la devaluación y mayores tasas de interés. A nivel externo, el comportamiento desfavorable de los precios internacionales acentuó el déficit comercial. La tasa promedio de inflación mensual durante esta época fue de 1.3%, pero con una variabilidad menor a la del periodo descrito previamente.

Entre 1991 y el año 2000 la inflación mensual se ubicó en 1.2%. La inflación es menor a la observada en los periodos previos (esencialmente si se compara con la de finales de los años setenta y la década de los ochenta), pero alta en comparación con los estándares internacionales.[18] El

[18] Por ejemplo, Estados Unidos principal socio comercial de Costa Rica, durante este

déficit fiscal fue uno de los elementos característicos de este periodo inflacionario, ya que provocó un reajuste en el precio de algunos servicios públicos, esto ligado a fenómenos ya comentados, tales como aceleración de la pauta de devaluación (política cambiaria más dinámica para reducir el déficit de la cuenta corriente, no obstante que ello implicara más presión sobre los precios internos), el aumento en las tasas de interés activas, la segunda crisis en los precios internacionales del crudo, a consecuencia de los conflictos bélicos en el Golfo Pérsico y un crecimiento relativamente alto de los principales agregados monetarios (en especial durante el segundo semestre de 1994), motivado por la intervención y posterior cierre del Banco Anglo Costarricense (BAC, el banco más antiguo del país), el exceso de gasto del sector público, el aumento de los precios de los combustibles y el efecto desfasado del incremento en la pauta de deslizamiento del tipo de cambio (Solera, 2002).

Con un marco institucional más fortalecido y con objetivos más claros en términos de la definición de una meta inflacionaria por parte de las autoridades monetarias, el periodo 2001-2009 registró una inflación media mensual de 0.8%. Destacan durante este periodo la crisis financiera ocurrida durante el 2001, la adopción de un régimen de banda cambiaria a partir del 16 de octubre de 2006 y la reciente crisis financiera internacional a mediados de 2008, cuando se afectó la producción mundial y se redujeron los precios internacionales de las materias primas (como petróleo y alimentos), lo que llevó a una baja importante de la inflación interna en el 2009.[19]

Esta breve caracterización de la historia inflacionaria del país contribuye a identificar cuatro subperiodos (I a IV) de alta inflación a lo largo del periodo total estudiado (gráfica I), por lo que deben ser tomados en cuenta para controlar en las estimaciones de la persistencia inflacionaria, ya que en ellos ocurrieron choques transitorios de índole externa e interna que fueron exógenos a la dinámica de la inflación, por lo que no son de interés para el estudio del fenómeno de la persistencia.

En resumen, estos periodos de control presentan la característica de que coinciden con hechos externos relacionados con los choques en los

---

periodo registró una inflación promedio mensual de 0.21%.

[19] La variación interanual del IPC a diciembre de 2009 (4.0%) fue inferior en 9.9 puntos porcentuales a la de diciembre de 2008 y la más baja desde 1971. Muchas economías desarrolladas y en desarrollo también tuvieron desinflaciones debido a la desaceleración o contracción económica y a los menores precios internaciones de productos primarios (BCCR, 2010).

precios internacionales del crudo, la crisis de deuda externa y aspectos climáticos, monetarios y cambiarios propios de la económica costarricense. En general, son periodos que registran una inflación promedio mensual más elevada y mayor variabilidad en comparación con los restantes periodos (cuadro 1).

5. EVIDENCIA EMPÍRICA

En esta sección se verifica la estacionariedad de la tasa de inflación mensual y se identifican técnicamente los principales quiebres estructurales en esta variable, con el fin de estimar la tasa media de inflación no constante y la persistencia inflacionaria.

5.1 Grado de integración de la inflación mensual

El cuadro 2 contiene los principales resultados del análisis del grado de integración de la tasa de inflación mensual para los subperiodos de referencia mencionados en la sección anterior.

CUADRO 2. COSTA RICA: ANÁLISIS DEL GRADO DE INTEGRACIÓN DE LA INFLACIÓN MENSUAL. ESTADÍSTICO F DE DICKEY FULLER, 1953-2009

Periodos de referencia	*Constante*	*Tendencia*	*H0: raíz unitaria*
1953m2-1972m12	No significativa[a]	No significativa[a]	Rechazada[a]
1977m1-1978m12	No significativa[a]	No significativa[a]	Rechazada[b]
1984m1-1986m12	Significativa[a]	No significativa[a]	Rechazada[a]
1994m1-1994m08	Significativa[a]	Significativa[a]	Rechazada[b]
1996m1-2009m12	Significativa[a]	No significativa[a]	Rechazada[a]

FUENTE: Elaboración propia.
[a] 1% de significancia. [b] 5% de significancia.

Se puede concluir que la tasa de inflación mensual tiene cambios importantes en su media, pero no tiene raíz unitaria, lo cual es un importante requisito previo a la estimación de la persistencia inflacionaria, pues asegura que la variable no tiene un comportamiento divergente o explosivo luego de la ocurrencia de un choque, sino que tiene la propiedad de regresar a su media luego de una perturbación.[20]

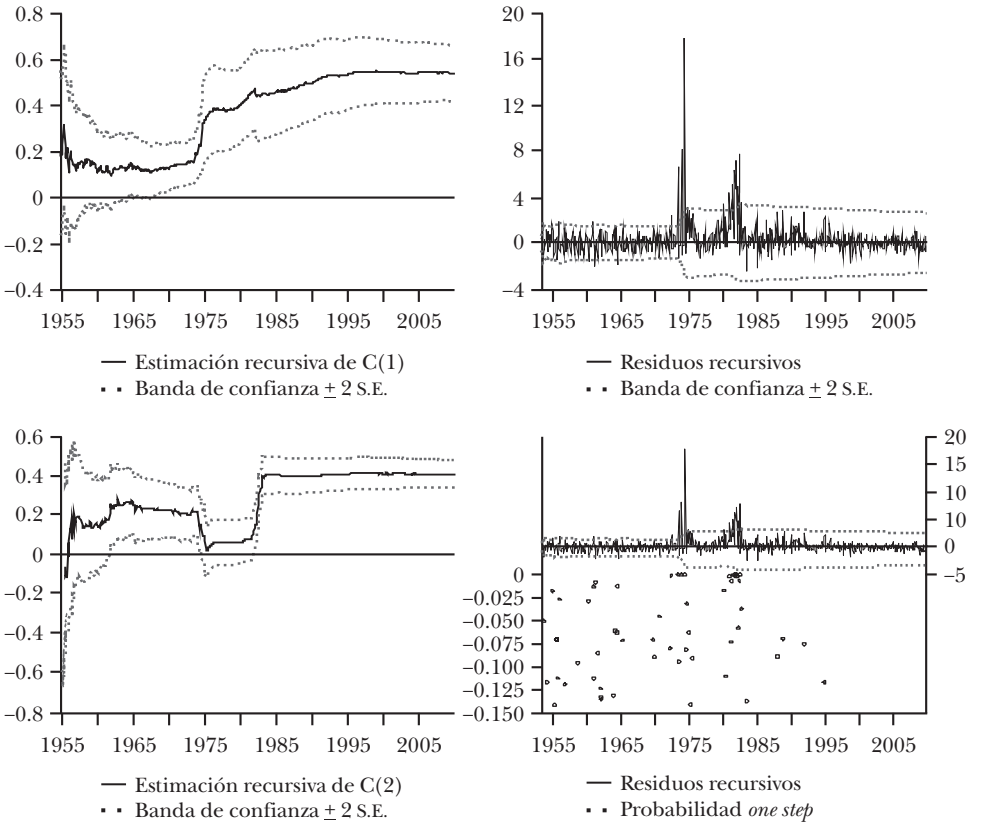
[20] De acuerdo con los resultados de la prueba de Dickey-Fuller, la estacionariedad de la inflación mensual se verifica tanto en media como en varianza.

5.2 Análisis recursivo

Para evaluar la presencia de posibles cambios estructurales en la media (constante) y en el coeficiente autorregresivo de la inflación mensual, se estima la ecuación (1) en forma recursiva para el periodo 1953-2009.

Como se observa en las gráficas del lado izquierdo de la gráfica II, hay evidencia de inestabilidad de los coeficientes de regresión estimados, tanto para el coeficiente asociado a la constante, C(1), como para el del término autorregresivo, C(2). En el caso de la constante, hay indicios de un quiebre en la media de la inflación a mediados de la década del setenta, mientras que para el coeficiente autorregresivo se aprecian quiebres tanto en esa fecha como a inicios de los ochenta. Ambos cambios estructurales en la

GRÁFICA II. COSTA RICA. ANÁLISIS RECURSIVO DEL MODELO AUTORREGRESIVO DE LA INFLACIÓN MENSUAL. PERIODO 1955–2009



FUENTE: Elaboración propia.

inflación mensual coinciden, en su orden, con los efectos sobre los precios internos debido al primer choque petrolero de mediados de la década del setenta y a la crisis de deuda externa de inicios de la década del ochenta.

Al estudiar la estabilidad de los residuos de regresión, en la primera gráfica del lado derecho de la gráfica II se observa que los errores se separan ampliamente de cero y sobrepasan la banda de confianza al 95% de probabilidad a mediados de los setenta y principios de los ochenta, lo que confirma el resultado comentado anteriormente.

En la segunda gráfica del lado derecho, correspondiente a los residuos recursivos un paso adelante, la parte inferior muestra los valores de las probabilidades para cada uno de los puntos donde la constancia de los coeficientes puede rechazarse a distintos niveles de probabilidad. Puede verse que son nulas las probabilidades de constancia asociadas a las observaciones de mediados de los setenta y principios de los ochenta.

En resumen, del análisis recursivo se concluye que hay evidencia de cambio estructural en la serie de inflación mensual en dichas fechas.

5.3 Evaluación de múltiples quiebres en la tasa de inflación (prueba Bai-Perron)

A continuación se complementa el análisis anterior con el estudio de la presencia de múltiples quiebres estructurales en la tasa de inflación mensual, mediante las pruebas desarrolladas por Bai y Perron (1998 y 2003). Se prueban dos modalidades: quiebres en la media y quiebres en la media y en el coeficiente autorregresivo de esta variable.

Al igual que en D'Amato *et al.* (2008), se comienza probando la posibilidad de hasta cinco quiebres estructurales en la media de inflación en el periodo total, pero solo tres resultan significativos, según el Criterio de Información Bayesiano (BIC), considerado uno de los estadísticos más robustos de la prueba Bai-Perron. Por tal razón, se vuelve a aplicar la prueba, restringiendo el número de quiebres a tres.

Tanto el estadístico Secuencial (*SupF Sequential Procedure*), como nuevamente el BIC confirman tres quiebres estructurales significativos en la media de la tasa de inflación: mayo de 1973, enero de 1983 y enero de 1997 (cuadro 3).

Las fechas de los dos primeros quiebres estructurales ya han sido identificadas en los análisis previos (primer choque petrolero y crisis de deuda externa). El quiebre estructural de enero de 1997 es el reflejo de la fuerte

CUADRO 3. COSTA RICA: PRUEBA BAI-PERRON PARA MÚLTIPLES CAMBIOS ESTRUCTURALES, 1953-2009

Cambios en media (1953m2-2009m12)
Especificaciones

z=1	*q=1*	*p=0*	*h=100*	*m=3*
		Prueba		
SupFt(3)	UDmax	WDmax	SupFt(3/2)	
35.71[a]	90.56[a]	90.56[a]	16.68[b]	
		Número de quiebres seleccionados		
Secuencial	BIC	LWZ		
3	3	2		
T1	T2	T3		
1973m5	1983m1	1997m1		

Cambios en media y coeficientes autorregresivos (1953m2-2009m12)
Especificaciones

z=2| 3	*q=2*	*p=0*	*h=136.6*	*m=3*
		Prueba		
SupFt(3)	UDmax	WDmax	SupFt(3| 2)	
44.58[a]	92.42[a]	92.42[a]	31.00[a]	
		Número de quiebres seleccionados		
Secuencial	BIC	LWZ		
3	2	1		
T1	T2			
1974m9	1996m2			

FUENTE: Elaboración propia
[a] Significativo al 1%. [b] Significativo al 2.5%.

desaceleración mostrada por la inflación el año anterior (la inflación anual de 1996 fue casi nueve puntos porcentuales menor que la de 1995), en gran medida como consecuencia del proceso de ajuste macroeconómico y de reformas estructurales a las que se sometió la economía costarricense en el bienio 1995-1996[21] (BCCR, 1997).

Para la prueba de quiebres en la media y en el coeficiente autorregresivo de la tasa de inflación mensual, los resultados de la prueba Bai-Perron para cinco quiebres y posteriormente para tres sugieren dos cambios

[21] De hecho, la política económica restrictiva aplicada por el gobierno de turno en el bienio 1995-1996 produjo un menor dinamismo en la demanda interna y menores presiones inflacionarias. Delgado (2000), afirma que estas políticas fuertemente restrictivas eran la manifestación de ciclos políticos en la conducción económica.

estructurales significativos, según el criterio BIC: septiembre de 1974 y febrero de 1996.

El primero de ellos había sido detectado anteriormente por la prueba para cambios en media solamente y corresponde al ámbito de acción del choque petrolero de mediados de los setenta.

El segundo quiebre no dista mucho del quiebre previamente identificado por la prueba en enero de 1997 y puede estar reflejando efectos rezagados de la alta expansión monetaria a finales de 1994,[22] debido al cierre y liquidación del banco más antiguo del país, el cual requirió financiamiento del Banco Central de Costa Rica (BCCR) por un monto cercano a 1.5% del PIB nominal de ese año (Azofeifa y Rojas, 2000). Los siguientes eventos ocurridos durante 1996 también pudieron haber explicado dicho quiebre (BCCR, 1996): alta persistencia del déficit fiscal,[23] elevado nivel de inflación importada (5.8% en 1995),[24] aumento en el efecto traspaso del tipo de cambio a precios, incremento de un 10% a un 15% del impuesto de ventas (en septiembre de 1995) y altas expectativas de inflación que formaron los agentes económicos para los siguientes periodos.[25] Debe mencionarse también el cambio institucional ocurrido a finales de 1995, cuando en noviembre de ese año se aprobó la nueva Ley Orgánica del BCCR, y el inicio de un periodo de desinflación de la economía relativamente extendido.

5.4 Estimación de la media no constante de la inflación en el periodo total

En esta sección se estima una media no constante para la tasa de inflación mensual en el periodo total (1953m2 a 2009m12), la cual contempla los principales quiebres estructurales ocurridos a lo largo del periodo.

[22] La liquidez total creció durante el año a una tasa anual 23.1%.

[23] Por ejemplo, la brecha fiscal de 1994 se estimó en 6.9% del PIB.

[24] De hecho, en el periodo 1994 a 1996 se reportan eventos que afectaron la inflación en un grupo de países de América Latina, los cuales estaban renegociando sus deudas y enfocados en programas de estabilización para reducir la inflación (Capistrán y Ramos-Francia, 2007; pág. 7).

[25] Las expectativas inflacionarias en 1995 fueron mayores que las de 1994, debido básicamente a lo siguiente (BCCR, 1996): *i)* dicho año inició con incrementos importantes de precios; *ii)* perspectivas de una mayor devaluación, dado que el país no contó con los recursos del Programa de Ajuste Estructural (PAE) III; *iii)* demora en la aprobación de la Ley de Ajuste Tributario y del convenio con el Fondo Monetario Internacional; y, *iv)* persistencia de altas tasas de interés en el mercado financiero.

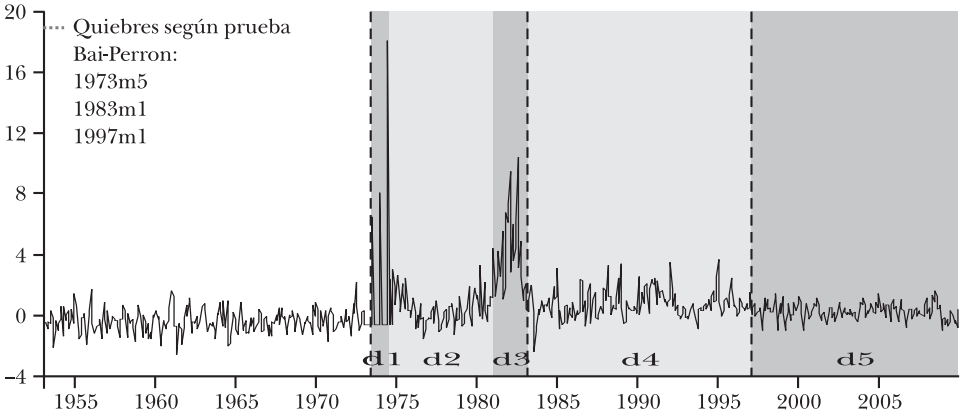
Para ello, se combinan elementos del análisis cualitativo del proceso inflacionario costarricense mencionados en la sección 4, así como los resultados técnicos provistos por el análisis recursivo y la prueba de múltiples cambios estructurales de Bai-Perron de las secciones 5.2 y 5.3. De esta forma, se definen varios subperiodos en la evolución de la tasa de inflación mensual, comenzando por un subperiodo inicial de baja inflación (0.2%), el cual abarca de 1953m02 a 1973m04 y en el cual prevaleció un tipo de cambio fijo. Asimismo, se definen cinco subperiodos posteriores (denotados *d*1 a *d*5), cada uno de ellos delimitados por los choques inflacionarios importantes comentados previamente (gráfica III):

- *d*1: 1973m5-1974m6. Primer choque en los precios internacionales del crudo.
- *d*2: 1974m7-1980m12. Periodo de transición.
- *d*3: 1981m1-1983m1. Crisis de deuda externa, alta expansión fiscal, problemas de balanza de pagos, alto efecto traspaso de la devaluación a precios (*pass-through*).
- *d*4: 1983m2-1997m1. Instauración de régimen de minidevaluaciones, alto *pass-through,* factores climáticos adversos (huracán Juana), segundo choque en los precios internacionales del crudo, con motivo del conflicto bélico en el golfo Pérsico, financiación de la quiebra BAC.
- *d*5: 1997m02-2009m12. Periodo reciente, en el que se aprecia una menor variabilidad de la inflación mensual y que comprende la modificación del régimen cambiario (banda cambiaria adoptada en octubre de 2006) y la crisis financiera internacional, que contribuyó con la política monetaria para bajar la inflación interna en 2009.

Al igual que en Marques (2004) y en D'Amato *et al.* (2008), se consideran variables ficticias que identifican la tasa media de inflación en cada uno de los subperiodos mencionados, las cuales son incorporadas en una regresión cuya variable explicada es la tasa de inflación mensual contemporánea. La estimación de dicha regresión se muestra a continuación:[26]

[26] El modelo se estima mediante mínimos cuadrados ordinarios (MCO), con errores estándar robustos según el estimador de covarianza de Newey y West (*Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent -HAC- Covariances*), el cual es consistente en presencia de heterocedasticidad y autocorrelación de una forma no conocida (Anexo 2).

GRÁFICA III. COSTA RICA: SUBPERIODOS DE LA EVOLUCIÓN DE LA TASA DE INFLACIÓN MENSUAL. PERIODO 1953M2-2009M12



FUENTE: Elaboración propia.

$$\underset{(HCSE)}{\pi_t} = \underset{(0.0449)}{0.2012} + \underset{(0.9828)}{2.1888}\, d_1 + \underset{(0.1765)}{0.7640}\, d_2 + \underset{(0.6320)}{4.4284}\, d_3 + \underset{(0.1090)}{1.1214}\, d_4 + \underset{(0.0680)}{0.6450}\, d_5 . \quad (6)$$

Donde las variables ficticias (d_1 a d_5) corresponden a los subperiodos determinados previamente.[27]

Como se esperaba, el modelo (6) evidencia correlación serial en los errores de regresión. No obstante, al igual que en Marques (2004), se incorporaron rezagos de la inflación en el modelo y se superaron los problemas de autocorrelación (Anexo 3). Por otra parte, todos los coeficientes mantuvieron su significancia y sus valores no cambiaron significativamente, según pruebas de restricción de coeficientes de Wald (Anexo 4). Como lo afirma este autor, estos resultados pueden ser vistos como evidencia de que la media (determinística) variable en el tiempo implícita en (6) y representada por la línea escalonada en la parte superior de la gráfica IV, es consistente con los datos.

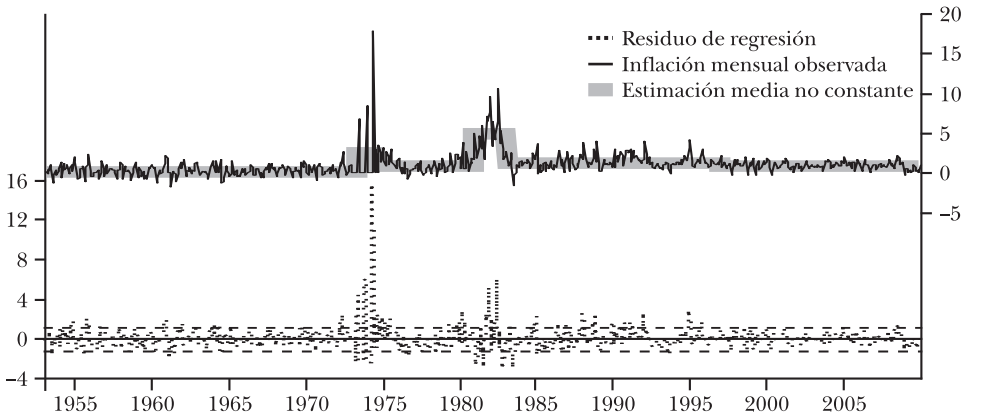
De acuerdo con el modelo (6), la constante (0.20%) corresponde a la tasa media de inflación mensual en el periodo inicial, en el cual prevaleció un tipo de cambio fijo y una baja inflación. No obstante, la media de inflación se incrementa notablemente durante el primer choque petrolero (2.39%),[28] la crisis de deuda (4.63%) y el periodo en que se experimentaron

[27] Cada variable ficticia $d_i\ ; \forall i = 1,...,5$, toma el valor de uno durante el periodo correspondiente y cero en otro caso.

[28] Al valor de la media estimada en cada subperiodo debe sumarse el valor de la constate de regresión.

importantes choques internos y externos (factores climáticos adversos, financiación de la quiebra del BAC, alto *pass-through* y la crisis del golfo Pérsico, entre otros) (1.32%). Durante el periodo de transición entre ambos choques la media de inflación se reduce a 0.97%, mientras que en el último periodo (de 1997 al 2008) la media de la inflación mensual se estima en 0.85%.[29]

GRÁFICA IV. COSTA RICA: ESTIMACIÓN DE LA MEDIA NO CONSTANTE DE LA TASA DE INFLACIÓN MENSUAL. PERIODO 1953M2–2009M12



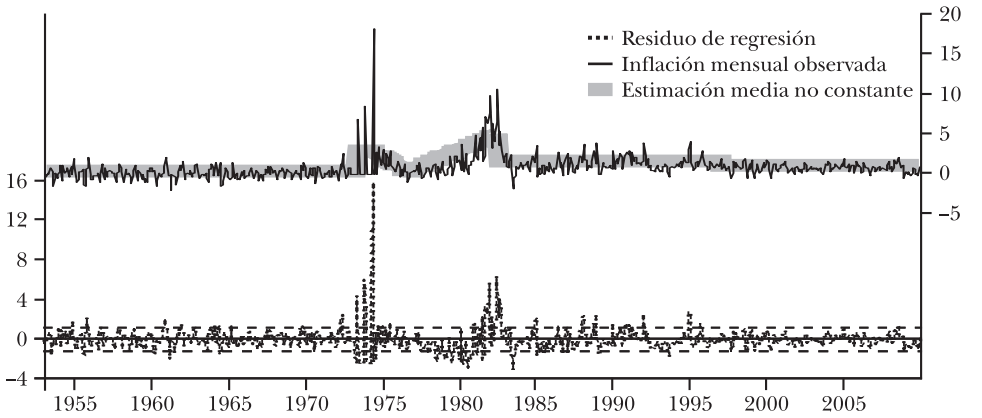
FUENTE: Elaboración propia.

Adicionalmente y como lo sugiere el análisis gráfico, se evaluó la presencia de tendencias determinísticas en el periodo de transición entre las altas inflaciones de mediados de los setenta y la crisis de deuda externa a inicios de los ochenta. La primera es una tendencia decreciente (t_1), que abarca la desinflación posterior al primer choque petrolero (1974m7 a 1976m8) y la segunda es una tendencia creciente (t_2), que contempla la aceleración de la inflación que desembocó con la crisis de deuda externa de inicios de los ochenta (1976m9 a 1982m7) (gráfica V).

Nuevamente se incorporaron rezagos de la inflación al cálculo de la media variable para controlar por autocorrelación y los coeficientes también mantuvieron su significancia, pero las pruebas de restricción de coeficientes de Wald revelaron cambios significativos en los valores de las medias en la mayoría de los periodos. En vista de lo anterior, se decidió

[29] Para fines comparativos este coeficiente equivale a 10.6% en términos anualizados. No obstante, se desaconseja la anualización de tasas mensuales, por hacer el supuesto restrictivo de que la tasa se mantendrá para un año completo.

GRÁFICA V. COSTA RICA: ESTIMACIÓN DE LA MEDIA NO CONSTANTE DE LA TASA DE INFLACIÓN MENSUAL CON TENDENCIAS DETERMINÍSTICAS. PERIODO 1953M2–2009M12



FUENTE: Elaboración propia.

mantener los resultados del modelo (6) para efectos del cálculo de la media variante en el tiempo (μ_t).

5.5 Estimación de la persistencia inflacionaria en el periodo total

Como se mencionó en la sección 2, al evaluar la persistencia de una serie de tiempo lo que realmente importa es la persistencia de las desviaciones del nivel de la serie respecto de su valor medio, por lo que a continuación se calculan los desvíos de la tasa de inflación mensual con respecto a μ_t, y se denotan como z_t, según se muestra en el modelo (5). En la estimación econométrica de este modelo, el coeficiente ρ corresponde entonces a la estimación de la persistencia cuando se consideran cambios en la media de la inflación (cuadro 4).[30]

Con el supuesto de una media constante a lo largo del periodo, la inflación mensual sería un proceso altamente persistente (0.78),[31] con un rezago significativo máximo de seis meses. Este resultado para Costa Rica está acorde con la evidencia internacional para algunos países de América Latina (Anexo 7). No obstante, si se reconocen cambios en la media de la

[30] El modelo también se estima mediante MCO, con errores estándar robustos según NW-HAC (Anexo 5).

[31] Para estimar la persistencia cuando no se reconocen cambios en la media de la inflación mensual a lo largo del periodo, se suman los coeficientes autorregresivos en la estimación econométrica de la ecuación (1) (Anexo 6).

inflación, la estimación de la persistencia se reduce en forma importante a 0.18, con un rezago significativo máximo de cinco meses. Este bajo coeficiente de persistencia puede estar, sin embargo, sujeto a la limitación mencionada en la nota al pie 6, que se refiere a la posibilidad de cambios en la persistencia inflacionaria en el tiempo, especialmente cuando se consideran largos periodos. En particular, puede estar influida por el extenso lapso inicial de baja inflación, en el cual no ocurrieron choques internos o externos de importancia y en el que Costa Rica disfrutó de gran estabilidad de precios, incluso mayor a la observada en muchos países desarrollados y en desarrollo (Delgado, 2000). Por esta razón se considera relevante estimar la persistencia inflacionaria en un plazo más reciente que excluya ese subperiodo inicial, así como los subperiodos siguientes de grandes choques externos y perturbaciones inflacionarias importantes a nivel interno.

CUADRO 4. COSTA RICA: ESTIMACIÓN DE LA PERSISTENCIA INFLACIONARIA PARA MEDIA CONSTANTE Y CAMBIOS EN MEDIA. PERIODO 1953M2-2009M12

	Media constante	*Cambios en media*
Persistencia (ρ)	0.78	0.18
NW-HAC[a]		(0.09)
Rezagos	1 a 2 y 6	1 y 3 a 5

FUENTE: Elaboración propia.
[a] Errores estándar robustos según el estimador de covarianza de Newey y West (covarianzas consistentes en presencia de heterocedasticidad y autocorrelación).

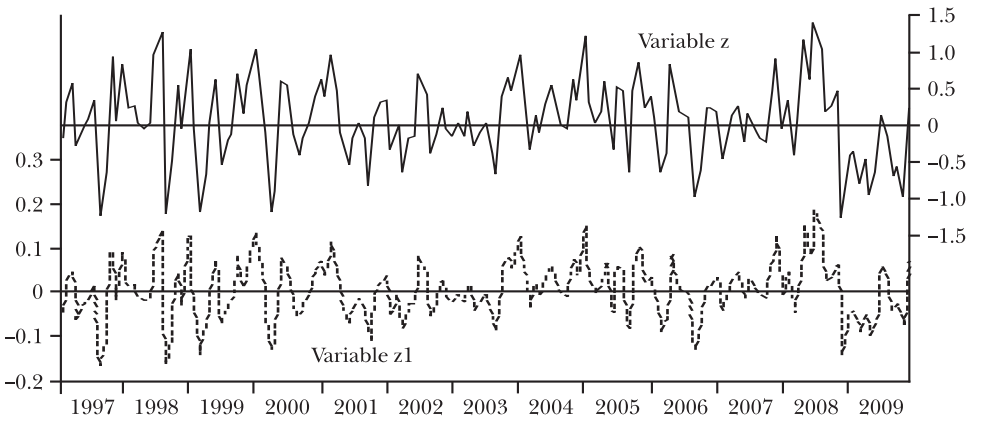
5.6 Estimación de la persistencia en el subperiodo reciente

En esta sección se estudia la persistencia inflacionaria en el subperiodo reciente (1997m2-2009m12), tanto suponiendo que la tasa media de inflación (0.85%) representa el nivel de equilibrio de largo plazo de esta variable en dicho lapso, como utilizando las metas de inflación que ha ido estableciendo el BCCR en cada oportunidad como una caracterización de ese nivel de largo plazo.[32]

[32] La utilización de la meta de inflación del banco central como caracterización del nivel de equilibrio de largo plazo de esa variable es una práctica usual en estimaciones de la persistencia inflacionaria para países con metas de inflación. Aunque el BCCR aún no opera bajo ese régimen monetario, desde el 2005 anunció su deseo de adoptarlo en un futuro y para ello ha venido preparando su estrategia de política monetaria, incluido el anuncio y procura de metas de inflación prospectivas, acordes con la preparación de un Programa Macroeconómico de mediano plazo.

Como antes, se comienza examinando el requisito de estacionariedad de las desviaciones de la inflación mensual respecto de su nivel medio (variable *z*) y respecto de la meta de inflación del BCCR (variable *z*1),[33] lo cual es esperado según la sencilla observación del comportamiento de las series (gráfica VI) y corroborado mediante las pruebas ADF, Phillips-Perron y KPSS (Anexo 8). Este resultado es importante porque corrobora que las variables mantienen la propiedad de reversión a la media.

GRÁFICA VI. COSTA RICA: COMPORTAMIENTO DE LAS VARIABLES z Y z1. PERIODO 1997M02–2009M12



FUENTE: Elaboración propia.

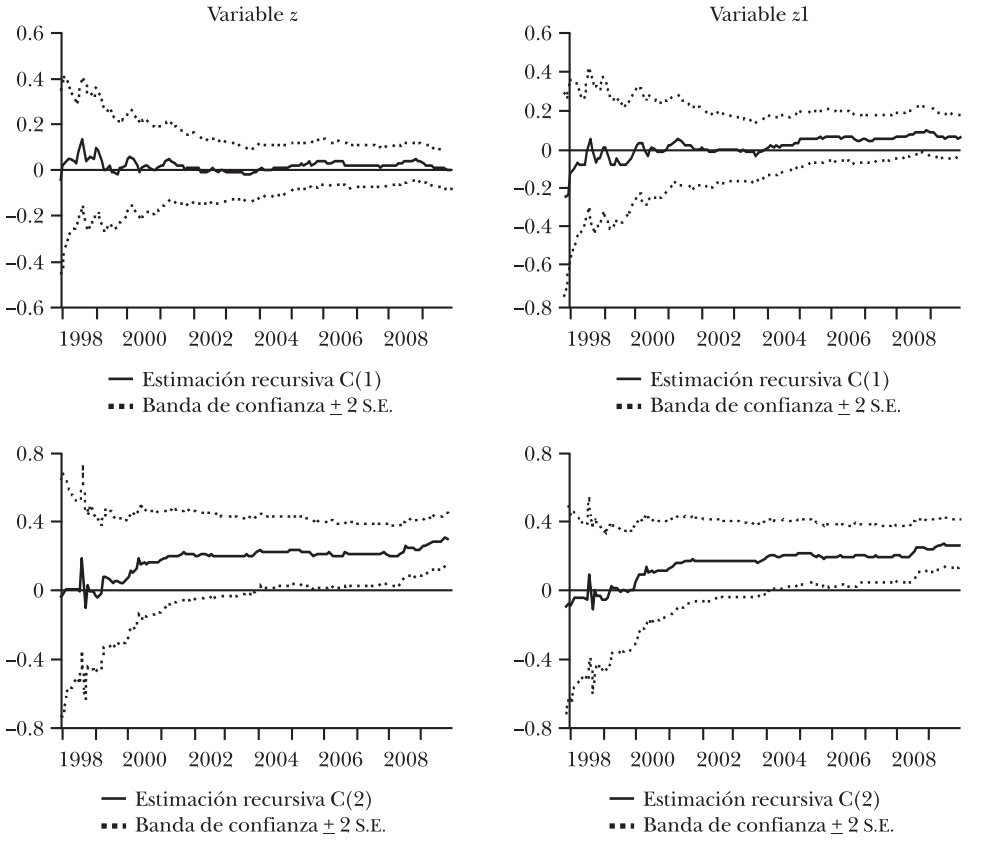
De acuerdo con el análisis recursivo, al agregar datos a la estimación los coeficientes no muestran variaciones importantes y los límites de confianza se hacen más estrechos, descartándose la posibilidad de un cambio estructural en la media o en el coeficiente autorregresivo de *z* y *z*1 en este subperiodo (gráfica VII).

Los principales estadísticos de la prueba Bai-Perron tampoco sugieren quiebres en la media o en el coeficiente autorregresivo de ambas variables, cuando se prueba secuencialmente la posibilidad de cinco hasta un cambio estructural en estas variables.

Es interesante destacar que ni el análisis de coeficientes recursivos ni

[33] Para calcular la variable *z*1, se anualiza la tasa de inflación mensual y se resta la meta de inflación que ha ido estableciendo el BCCR a lo largo de este subperiodo, la cual está expresada en variaciones anuales de precios. La serie de tiempo de la meta de inflación del BCCR en frecuencia mensual es tomada del trabajo de Castrillo, Mora y Torres (2008) y actualizada en la presente investigación.

GRÁFICA VII. COSTA RICA. ESTIMACIÓN DE COEFICIENTES RECURSIVOS Y PROBABILIDAD N–PASOS PARA LAS VARIABLES z Y z1. PERIODO 1997M2–2009M12



FUENTE: Elaboración propia.

la prueba Bai-Perron detectan cambios significativos en la media o en el componente autorregresivo de *z* y *z*1 con motivo de la adopción del régimen de banda cambiaria en octubre de 2006. Si bien con posterioridad a la adopción de este régimen se han documentado modificaciones en el efecto traspaso de la tasa de política monetaria hacia otras tasas de interés de mercado (Durán y Esquivel, 2008) y cambios en el efecto traspaso de la devaluación a precios (BCCR, 2009), estas transformaciones todavía no parecen haber alterado suficientemente el proceso generador de datos de la inflación mensual como para que las pruebas recursivas y los estadísticos de la prueba Bai-Perron detecten un quiebre estructural significativo debido a esta nueva política. La evidencia anterior puede explicarse por

los pocos datos disponibles desde la adopción del nuevo sistema cambiario. De hecho, sí se encuentra cambio estructural en la tasa media de inflación pero no en su coeficiente autorregresivo, cuando se recalculan los resultados para el subperiodo 2003m10-2009m12, en el cual se toma en cuenta igual cantidad de observaciones antes y después de la adopción del régimen cambiario de banda en octubre de 2006 (Anexo 9).

5.6.1 Modelo autorregresivo de orden p

Como no hay cambio estructural en la media o en el coeficiente autorregresivo de z y $z1$, se minimiza la probabilidad de obtener resultados espurios si se considera la media constante de 0.85% implícita en la variable z o las metas de inflación contempladas en la variable $z1$ y se utiliza directamente el modelo (5) para estimar la persistencia en este subperiodo (cuadro 5).[34]

CUADRO 5. COSTA RICA: ESTIMACIÓN DE LA PERSISTENCIA INFLACIONARIA SEGÚN DESVIACIONES DE LA INFLACIÓN RESPECTO DE SU MEDIA Y DE LA META INFLACIONARIA. PERIODO 1997M2-2009M12

	Variable z	*Variable z1*
Persistencia (ρ)	0.42	0.31
HCSE[a]	(0.08)	(0.08)
Rezagos	6,9,19,48,49,62	18,19

FUENTE: Elaboración propia.

[a] Errores estándar robustos según el estimador de covarianza de Newey y West (covarianzas consistentes en presencia de heterocedasticidad y autocorrelación).

La persistencia inflacionaria en el subperiodo reciente es mayor, y se estima entre 0.31 y 0.42, con un rezago máximo de 62 meses para el caso de la variable z y de 19 meses para la variable $z1$. Aunque este rango de coeficientes no se considera alto, los largos rezagos evidencian una lenta velocidad de retorno de la inflación a su valor medio o a su valor de equilibrio de largo plazo, luego de la ocurrencia de un choque inflacionario, lo que apunta a una inflación persistente en este último periodo analizado.

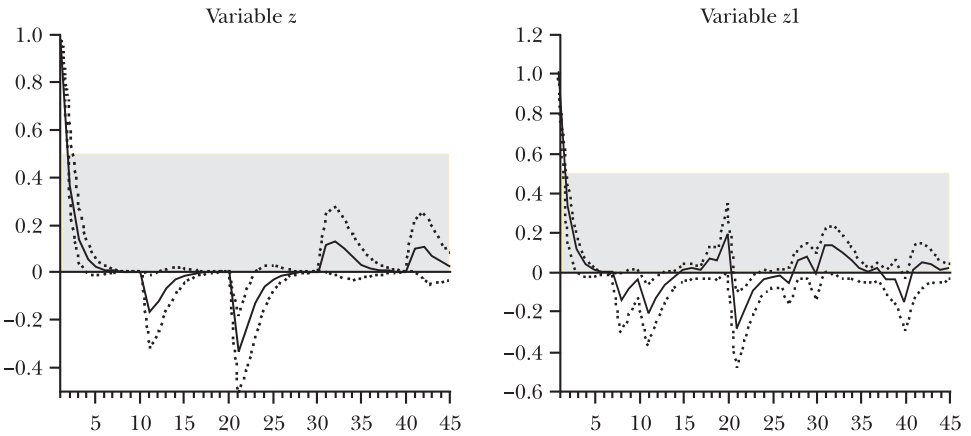
[34] Las estimaciones MCO, con errores estándar robustos NW-HAC, poseen residuos estacionarios, normales, homocedásticos y no autocorrelacionados. Los modelos pasan la prueba de especificación de Ramsey, las pruebas de estabilidad recursivas para el coeficiente ρ y la prueba CUSUMQ (Anexo 10).

5.6.2 Vida media *de un choque inflacionario*

Para complementar el análisis y tener mayores elementos de juicio, también se estima la persistencia inflacionaria según la definición de *vida media* de un choque inflacionario unitario. Para ello se especifican dos modelos autorregresivos: uno para la variable *z* y otro para la variable *z*1. De acuerdo con las pruebas econométricas, ambos modelo son estables y poseen errores normales y no autocorrelacionados.

La simulación de estos choques unitarios en el mes inicial ($t = 1$) muestra las siguientes funciones de impulso respuesta (gráfica VIII).

GRÁFICA VIII. COSTA RICA: FUNCIÓN IMPULSO-RESPUESTA A UN CHOQUE INFLACIONARIO UNITARIO. PERIODO 1997M2-2009M12



FUENTE: Elaboración propia.

La *vida media* de ambos choques se estima en un mes, pues el 50% de este choque unitario se extingue después de ese plazo. El efecto total del choque se completa después de 22 meses en el caso de *z* y de 40 meses para *z*1 (cuadro 6), influyendo en la mayor persistencia la anualización de las tasas de variación mensuales en este segundo caso.

Aunque la *vida media* de este choque se disipa rápidamente, el hecho de que el choque demore un tiempo considerable en agotarse en ambos modelos también indica una inflación persistente en este último subperiodo.

Cuando se utiliza la plataforma del MMPT para estimar la *vida media*, la persistencia inflacionaria es mayor: entre 10 y 11 meses y el choque demora cerca de 33 meses en agotarse (Anexo 11), lo que podría deberse al uso de variaciones interanuales de precios y a los efectos de retroalimentación

CUADRO 6. COSTA RICA: ESTIMACIÓN DE LA PERSISTENCIA INFLACIONARIA SEGÚN LA DEFINICIÓN DE *VIDA MEDIA* DE UN CHOQUE INFLACIONARIO UNITARIO. PERIODO 1997M2-2009M12

	Variable z	*Variable z1*
Vida media (*h*)	1 mes	1 mes
Ajuste total	22 meses	40 meses

FUENTE: Elaboración propia.

NOTAS: Los rezagos óptimos para ambos modelos inicialmente se establecen de uno a veinte meses, según los estadísticos Final Prediction Error (FPE), el criterio de información de Akaike (AIC) y Sequential Modified LR Test Statistic (LR). Los rezagos significativos en términos estadísticos finalmente se reducen a 1, 10 y 20, en el caso del modelo para *z* y a 1, 7, 10, 19 y 20 para el modelo de *z*1, lo anterior según la prueba de exclusión de rezagos no significativos aplicada secuencialmente.

implícitos en las interrelaciones funcionales que conforman el modelo. En todo caso, los resultados no son enteramente comparables, dado este enfoque multivariado, distinto tamaño muestral (información desde 1991) y frecuencia de datos (observaciones trimestrales).[35]

6. CONSIDERACIONES FINALES

La presente investigación se planteó como objetivo la estimación de la persistencia inflacionaria para Costa Rica en el periodo 1953-2009, entendida esta como la velocidad con que la tasa de inflación mensual retorna a su valor de equilibrio de largo plazo luego de un choque. Con un enfoque univariado de inflación y un proceso autorregresivo estacionario para esta variable, se supone que dicho valor de equilibrio corresponde a la media de la variable a lo largo del periodo.

De acuerdo con la evidencia empírica, si el valor medio de la tasa de inflación no cambia en el periodo total estudiado, se encuentra que la inflación es un proceso altamente persistente (0.78), lo que está acorde con la evidencia a nivel de algunos países de América Latina. No obstante, si se reconoce que este valor cambia en función de cambios estructurales y choques inflacionarios externos e internos que ha enfrentado la economía, la estimación de la persistencia inflacionaria en el periodo total se reduce en forma importante (0.18), pero estaría influida por el extenso lapso inicial de baja inflación.

[35] En el Anexo 12 se presentan mediciones indirectas de persistencia inflacionaria disponibles en el BCCR.

Cuando se estudia el periodo más reciente (1997-2009), la estimación de la persistencia inflacionaria es mayor (rango entre 0.31 y 0.42) y no se encuentra evidencia de cambio estructural en la tasa media de inflación mensual al adoptarse el régimen de banda cambiaria en octubre de 2006.

Únicamente es posible detectar un quiebre estructural debido a una menor tasa media de inflación a partir de noviembre de 2008 al estudiar el periodo 2003m10-2009m12, aunque la estimación de la persistencia inflacionaria no cambia en términos estadísticos (0.47). Este quiebre se ubica poco más de dos años después de adoptada la banda cambiaria, por lo que el impacto contractivo sobre la tasa media de inflación mensual podría estar recogiendo tanto el efecto rezagado de la mejora en la independencia de la política monetaria que se ha ido ganado en el tiempo, con motivo de la menor intervención del BCCR en el mercado de cambios, como el efecto de la menor inflación importada sobre los precios internos en 2009, debido a la contracción económica y a la reducción de precios de productos primarios en los mercados internacionales, a raíz de la crisis financiera internacional.

Al complementar el análisis con el cálculo de la definición alternativa de persistencia inflacionaria según *vida media* de un choque unitario en el periodo reciente (1997-2009), se obtiene que el 50% de dicho choque se completa rápidamente (un mes luego de ocurrido este), pero el ajuste total demora un tiempo considerable en agotarse (entre 22 y 40 meses, según la definición de variable utilizada), lo que también apunta a una inflación persistente. No obstante, si este choque se simula en el periodo 2003m10-2009m12, la *vida media* no cambia pero el efecto total del ajuste se acorta en forma importante (entre 8 y 11 meses). Por otra parte, si la *vida media* se calcula utilizando el Modelo Macroeconómico de Proyección Trimestral (MMPT) del BCCR con datos a partir de 1991, el 50% del choque se consume después de 11 meses y el efecto total demora 33 meses en extinguirse. Esta mayor persistencia obedecería a efectos de retroalimentación propios de un enfoque multivariado, así como a la utilización de variaciones interanuales de precios.

Cuando se recurre a otra evidencia no directamente comparable de persistencia inflacionaria disponible en el BCCR para distintos periodos y al cálculo de definiciones alternativas de este fenómeno ("persistencia intrínseca" y coeficientes autorregresivos), se obtienen estimaciones en un rango mayor (0.53 a 0.93) y largos periodos de ajuste ante choques inflacionarios (22 a 33 meses de rezago). No se descarta, sin embargo, que estas mediciones indirectas sobrestimen el grado de persistencia inflacionaria,

dada la utilización de variaciones interanuales de precios. En todo caso y como lo afirma Marques (2004), la confiabilidad de cualquier estimación de la persistencia inflacionaria últimamente dependerá de qué tan realista sea el sendero de largo plazo de inflación que se supone. En este sentido, con datos de febrero de 1997 a diciembre de 2009, el enfoque univariado, adoptado en este trabajo estimó como variable sustituta de dicho sendero una tasa de inflación mensual media de 0.85% (10.6% en términos anualizados) y una meta inflacionaria promedio en torno a 10% anual.

Claramente, la principal implicación para la política monetaria es que, dada esta dependencia de la inflación corriente no sólo de sus determinantes de corto y largo plazo, sino también de los choques inflacionarios pasados, mayor es el costo de la desinflación de la economía y, por ello, más largo debe ser el horizonte de las metas de inflación que se definan.

Por otra parte, el control de la inflación se torna en un problema más complejo que el simple manejo de una tasa de interés de corto plazo de política monetaria, cobrando también relevancia el control de las principales fuentes de persistencia inflacionaria citadas en la literatura, como lo son la volatilidad misma de la inflación, los mecanismos de indexación de precios y salarios en la economía y los cambios en la credibilidad de la política monetaria, incluyendo las modificaciones de la meta inflacionaria.

Finalmente y en un ámbito más amplio, la política económica en general también puede contribuir a reducir la persistencia inflacionaria, mediante acciones tendentes a la promoción de la competencia en sectores económicos importantes y al replanteamiento de las políticas de fijación de precios (fórmulas de valoración de costos y modelos de ajuste de precios o tarifas de bienes regulados y servicios públicos, entre otras) o la desregulación de mercados.

Anexo 1

Causas teóricas principales de la persistencia inflacionaria

Las fuentes o causas de la persistencia inflacionaria mencionadas comúnmente en la literatura son:

— La volatilidad misma de la inflación: Pincheira (2008) afirma que la

volatilidad de la misma inflación contribuye a la persistencia, en la medida en que su componente de tendencia de largo plazo sea estocástico y presente variaciones continuas.

- El grado de indexación de precios y salarios en la economía: Álvarez *et al.* (2000) afirman que los mecanismos de indexación reajustan rubros como los salarios o los costos de producción de las empresas al índice de precios al consumidor o al tipo de cambio, con el fin de proteger la estructura de precios y salarios reales en economías caracterizadas por una inflación moderada. No obstante, esta práctica dificulta el ajuste de los precios frente a choques reales (contribuye a la persistencia inflacionaria) y aumenta los costos de reducir la inflación. Asimismo, De Gregorio (1992 y 1995) explica que la persistencia inflacionaria se origina en un sesgo de las expectativas inflacionarias de los agentes económicos, provocado por la indexación de precios en la economía.
- Los cambios en la credibilidad de la política económica: Álvarez *et al.* (2000) cita el trabajo de Calvo y Végh (1994), en el cual un programa de ajuste basado en el ancla cambiaria que tiene problemas de credibilidad hace más lenta la convergencia de la tasa de inflación a la tasa de inflación objetivo. Por su parte, Pincheira (2008) cita que en Cukierman y Liviatan (1992) se explica la persistencia como un problema de credibilidad de los agentes económicos frente a la autoridad monetaria. Según estos autores, el problema de credibilidad termina generando mayores expectativas inflacionarias, sumado al hecho de que la autoridad monetaria no tiene control sobre la inflación, lo que genera un proceso de estabilización lento que se traduce en una inflación persistente.
- Las constantes modificaciones en la meta de inflación del banco central: como señala Marques (2004), si se supone que en el mediano y largo plazo la inflación es determinada por la política monetaria, entonces el nivel de largo plazo de la inflación correspondería a la meta de inflación del banco central. Así, movimientos de la meta inflacionaria pueden ser una fuente de persistencia inflacionaria (si el banco central cambia su meta, a las personas le podría tomar tiempo aprender acerca de la nueva meta, por lo que a la inflación le tomaría más tiempo converger a la meta en comparación con una meta fija).

Anexo 2

Estimación de la ecuación (6)

Variable dependiente: INFLAMEN
Método: Mínimos cuadrados
Fecha: 03/01/10
Muestra (ajustada): 1953M2-2009M12
Observaciones incluidas: 685, después de ajustes
Errores estándar de heterocedasticidad y autocorrelación de Newey-West y covarianza (truncamiento del rezago = 6)

	Coeficiente	*Error estándar*	*Estadístico t*	*Prob.*
C	0.201152	0.044858	4.484156	0.0000
d1	2.188848	0.982819	2.227111	0.0263
d2	0.763976	0.176535	4.327618	0.0000
d3	4.428448	0.631953	7.007562	0.0000
d4	1.121407	0.108985	10.28953	0.0000
d5	0.645041	0.068049	9.479128	0.0000

R^2	0.371533	Promedio de la variable dependiente	0.917584
R^2 ajustada	0.366891	Desviación estándar de la var. dependiente	1.443632
Error estándar de regresión	1.148671	Criterio de información de Akaike	3.123835
Suma de los cuadrados de los residuos	893.2650	Criterio de Schwartz	3.163599
Log de verosimilitud	–1060.790	Criterio de Hannan-Quinn	3.139224
Estadístico F	80.04473	Estadístico Durbin-Watson	1.807464
Prob (estadístico F)	0.000000		

Anexo 3

Estimación de la ecuación (6) con rezagos de la inflación

Variable dependiente: π
Método: Mínimos cuadrados
Fecha: 03/01/10
Muestra (ajustada): 1955M2-2009M12
Observaciones incluidas: 659, después de ajustes
Errores estándar de heterocedasticidad y autocorrelación de Newey-West y covarianza (truncamiento del rezago = 6)

	Coeficiente	*Error estándar*	*Estadístico t*	*Prob.*
π (–2)	0.068775	0.039476	1.742208	0.0819
π (–6)	0.299682	0.150851	1.986602	0.0474
π (–15)	–0.072482	0.038847	–1.865833	0.0625
π (–16)	–0.095905	0.041172	–2.329400	0.0201
π (–21)	–0.082722	0.031977	–2.586934	0.0099
π (–24)	0.089776	0.040958	2.191939	0.0287
C	0.145428	0.058244	2.496875	0.0128
d1	1.877183	0.799906	2.346754	0.0192
d2	0.584961	0.183127	3.194284	0.0015
d3	3.313143	0.677504	4.890219	0.0000
d4	0.939556	0.205768	4.566103	0.0000
d5	0.529849	0.120288	4.404833	0.0000

R^2	0.465249	Promedio de la variable dependiente	0.939120
R^2 ajustada	0.456157	Desviación estándar de la var. dependiente	1.458533
Error estándar de regresión	1.075605	Criterio de información de Akaike	3.001686
Suma de los cuadrados de los residuos	748.5314	Criterio de Schwartz	3.083459
Log de verosimilitud	–977.0554	Criterio de Hannan-Quinn	3.033384
Estadístico F	51.17354	Estadístico Durbin-Watson	1.860015
Prob (estadístico F)	0.000000		

CORRELOGRAMA DE LOS RESIDUOS

Fecha: 03/01/10
Muestra: 1955M2-2009M12
Observaciones incluidas: 659

Autocorrelación	*Correlación parcial*		*AC*	*PAC*	*Estadístico Q*	*Prob.*
		1	0.069	0.069	3.1923	0.074
		2	0.019	0.014	3.4246	0.180
		3	–0.001	–0.004	3.4260	0.330
		4	–0.079	–0.079	7.5380	0.110
		5	–0.065	–0.055	10.338	0.066
		6	–0.024	–0.014	10.725	0.097
		7	–0.032	–0.028	11.426	0.121
		8	–0.027	–0.028	11.898	0.156
		9	–0.011	–0.016	11.974	0.215
		10	0.012	0.009	12.078	0.280
		11	–0.014	–0.022	12.219	0.347
		12	0.002	–0.004	12.222	0.428
		13	–0.041	–0.048	13.382	0.419
		14	–0.033	–0.030	14.114	0.441
		15	0.008	0.010	14.162	0.513
		16	0.008	0.004	14.204	0.584
		17	–0.062	–0.072	16.777	0.470
		18	–0.031	–0.035	17.448	0.493
		19	0.024	0.026	17.834	0.534
		20	–0.060	–0.066	20.291	0.440
		21	0.032	0.026	20.989	0.460
		22	–0.025	–0.044	21.405	0.486
		23	–0.031	–0.031	22.054	0.517
		24	–0.017	–0.026	22.257	0.564
		25	0.019	0.013	22.501	0.607
		26	0.022	0.012	22.847	0.642
		27	0.025	0.009	23.262	0.671
		28	0.030	0.017	23.902	0.687
		29	0.019	0.011	24.147	0.722
		30	–0.006	–0.012	24.173	0.764
		31	–0.007	–0.016	24.207	0.802
		32	–0.019	–0.010	24.461	0.827
		33	–0.047	–0.044	26.017	0.801
		34	–0.026	–0.023	26.480	0.818
		35	–0.014	–0.016	26.620	0.845
		36	0.032	0.032	27.347	0.850

Anexo 4

Pruebas de restricción de coeficientes de Wald de la ecuación (6)

Hipótesis nula	*Probabilidad*	*Decisión*
H0: C(7)=0.20	0.3387	No rechaza H0
H0: C(8)= 2.19	0.6968	No rechaza H0
H0: C(9)=0.76	0.3283	No rechaza H0
H0: C(10)=4.43	0.0997	No rechaza H0
H0: C(11)=1.12	0.3768	No rechaza H0
H0: C(12)=0.65	0.3382	No rechaza H0

FUENTE: Elaboración propia.
NOTA: Según prueba estadística Chi cuadrado.

Anexo 5

Estimación de la ecuación (5)

Variable dependiente: Z
Método: Mínimos cuadrados
Fecha: 03/02/10
Muestra (ajustada): 1953M08 2009M12
Observaciones incluidas: 677, después de ajustes
Errores estándar de heterocedasticidad y autocorrelación de Newey-West y covarianza (truncamiento del rezago = 6)

	Coeficiente	*Error estándar*	*Estadístico t*	*Prob.*
ΔZ(−1)	−0.086894	0.035998	−2.413861	0.0161
ΔZ(−3)	−0.071059	0.040377	−1.759892	0.0789
ΔZ(−4)	−0.184949	0.076282	−2.424534	0.0156
ΔZ(−5)	−0.257391	0.141215	−1.822691	0.0688
Z(−1)	0.177804	0.094053	1.890465	0.0591

R^2	0.098976	Promedio de la variable dependiente	−0.000403
R^2 ajustada	0.093613	Desviación estándar de la var. dependiente	1.149009
Error estándar de regresión	1.093906	Criterio de información de Akaike	3.024746
Suma de los cuadrados de los residuos	804.1363	Criterio de Schwartz	3.058111
Log de verosimilitud	−1,018.876	Criterio de Hannan-Quinn	3.037663
Estadístico Durbin-Watson	1.941354		

Anexo 6

Estimación de la ecuación (1)

Variable dependiente: π
Método: Mínimos cuadrados
Fecha: 03/02/10
Muestra (ajustada): 1953M8-2009M12
Observaciones incluidas: 677, después de ajustes
Errores estándar de heterocedasticidad y autocorrelación de Newey-West y covarianza (truncamiento del rezago = 6)

	Coeficiente	*Error estándar*	*Estadístico t*	*Prob.*
C	0.201664	0.090765	2.221840	0.0266
π (–1)	0.198398	0.096122	2.064021	0.0394
π (–2)	0.175920	0.048674	3.614263	0.0003
π (–6)	0.408231	0.159779	2.554973	0.018

R^2	0.368892	Promedio de la variable dependiente	0.923530
R^2 ajustada	0.366079	Desviación estándar de la var. dependiente	1.448234
Error estándar de regresión	1.153072	Criterio de información de Akaike	3.128628
Suma de los cuadrados de los residuos	894.8064	Criterio de Schwartz	3.155320
Log de verosimilitud	–1,055.041	Criterio de Hannan-Quinn	3.138962
Estadístico F	131.1261	Estadístico Durbin-Watson	2.003492
Prob (estadístico F)	0.000000		

Anexo 7

Evidencia del nivel de persistencia en otros países de América Latina

País	*Persistencia inflacionaria*[a]	*País*	*Persistencia inflacionaria*[a]
Argentina	0.8542	Ecuador	0.8364
Bolivia	0.8787	México	0.8548
Brasil	0.8581	Perú	0.6657
Chile	0.2899	Uruguay	0.8682
Colombia	0.7874	Venezuela	0.7666

FUENTE: Capistrán y Ramos-Francia (2007).
[a] Suma de coeficientes autorregresivos en el periodo 1980m1-2006m6.

Anexo 8

Análisis del grado de integración de las variables (subperiodos recientes)

GRADO DE INTEGRACIÓN DE LA INFLACIÓN MENSUAL EN EL SUBPERIODO 1997M2-2009M12

Variable	*Opción*	*ADF (valor P)*	*PP (valor P)*	*KPSS (estad. LM)*
Z	CCCT	0.0000[a]	0.0000[a]	0.119230[b c]
	CCST	0.0000[a]	0.0000[a]	0.140111[d]
	SCST	0.1152[a]	0.0001[a]	NA
D(Z)	CCCT	0.0000[a]	0.0001[a]	0.128210[b c]
	CCST	0.0000[a]	0.0001[a]	0.225912[d]
	SCST	0.0000[a]	0.0000[a]	NA
Z1	CCCT	0.0000[a]	0.0000[a]	0.049261[c]
	CCST	0.0000[a]	0.0000[a]	0.149769[d]
	SCST	0.0000[a]	0.0000[a]	NA
D(Z1)	CCCT	0.0000[a]	0.0001[a]	0.126139[b c]
	CCST	0.0000[a]	0.0001[a]	0.259787[d]
	SCST	0.0000[a]	0.0000[a]	NA

FUENTE: Elaboración propia.

NOTAS: Para ADF y PP, H_0: la serie tiene raíz unitaria. Para KPSS, H_0: la serie es estacionaria. NA es no aplica.

[a] H_0 se rechaza al 1%, 5% y 10% de significancia. [b] H_0 se rechaza al 10% de significancia. [c] Valores críticos al 1%, 5%, 10%: 0.216; 0.146; 0.119, respectivamente. [d] Valores críticos al 1%, 5%, 10%: 0.739; 0.463; 0.347, respectivamente.

GRADO DE INTEGRACIÓN DE LA INFLACIÓN MENSUAL EN EL SUBPERIODO 2003M10-2009M12

Variable	*Opción*	*ADF (valor P)*	*PP (valor P)*	*KPSS (estad. LM)*
Z	CCCT	0.0000[a]	0.0000[a]	0.096327[b c]
	CCST	0.0000[a]	0.0000[a]	0.139136[b d]
	SCST	0.0000[a]	0.0000[a]	NA
D(Z)	CCCT	0.0000[a]	0.0001[a]	0.027418[b c]
	CCST	0.0000[a]	0.0001[a]	0.029775[b d]
	SCST	0.0000[a]	0.0000[a]	NA
Z1	CCCT	0.0000[a]	0.0000[a]	0.076606[b c]
	CCST	0.0000[a]	0.0000[a]	0.204467[b d]
	SCST	0.0000[a]	0.0000[a]	NA
D(Z1)	CCCT	0.0000[a]	0.0001[a]	0.025414[b c]
	CCST	0.0000[a]	0.0001[a]	0.26835[b d]
	SCST	0.0000[a]	0.0000[a]	NA

FUENTE: Elaboración propia.

NOTAS: Para ADF y PP, H_0: la serie tiene raíz unitaria. Para KPSS, H_0: la serie es estacionaria. NA es no aplica.

[a] H_0 se rechaza al 1%, 5% y 10% de significancia. [b] H_0 se rechaza al 1%, 5% y 10% de significancia. [c] Valores críticos al 1%, 5%, 10%: 0.216; 0.146; 0.119, respectivamente. [d] Valores críticos al 1%, 5%, 10%: 0.739; 0.463; 0.347, respectivamente.

Anexo 9

Estimación de la ecuación (5) en el subperiodo reciente

VARIABLE *z*

Variable dependiente: *z*
Método: Mínimos cuadrados
Fecha: 03/02/10
Muestra (ajustada): 2002M5-2009M12
Observaciones incluidas: 92, después de ajustes
Errores estándar de heterocedasticidad y autocorrelación de Newey-West y covarianza (truncamiento del rezago = 3)

	Coeficiente	*Error estándar*	*Estadístico t*	*Prob.*
DZ(–6)	0.216157	0.065080	3.321420	0.0013
DZ(–9)	0.145492	0.076912	1.891673	0.0619
DZ(–19)	0.230376	0.083233	2.767852	0.0069
DZ(–48)	0.169282	0.060851	2.781919	0.0067
DZ(–49)	0.102437	0.061974	1.652917	0.1020
DZ(–62)	–0.126356	0.067888	–1.861234	0.0662
Z(–1)	0.418851	0.078728	5.320230	0.0000

R^2	0.359942	Promedio de la variable dependiente	0.005219
R^2 ajustada	0.314761	Desviación estándar de la var. dependiente	0.497465
Error estándar de regresión	0.411797	Criterio de información de Akaike	1.136466
Suma de los cuadrados de los residuos	14.41406	Criterio de Schwartz	1.328342
Log de verosimilitud	–45.27745	Criterio de Hannan-Quinn	1.213909
Estadístico Durbin-Watson	2.082335		

VARIABLE *z*1

Variable dependiente: *z*1
Método: Mínimos cuadrados
Fecha: 01/12/10
Muestra (ajustada): 1998M09 2009M12
Observaciones incluidas: 136, después de ajustes
Errores estándar de heterocedasticidad y autocorrelación de Newey-West y covarianza (truncamiento del rezago = 4)

	Coeficiente	*Error estándar*	*Estadístico t*	*Prob.*
DZ1(−18)	0.175474	0.062916	2.789017	0.0061
DZ1(−19)	0.315224	0.056704	5.559140	0.0000
Z1(−1)	0.310072	0.080678	3.843335	0.0002

R^2	0.225359	Promedio de la variable dependiente	0.010541
R^2 ajustada	0.213710	Desviación estándar de la var. dependiente	0.068594
Error estándar de regresión	0.060824	Criterio de información de Akaike	−2.739844
Suma de los cuadrados de los residuos	0.492046	Criterio de Schwartz	−2.675594
Log de verosimilitud	189.3094	Criterio de Hannan-Quinn	−2.713734
Estadístico Durbin-Watson	1.848883		

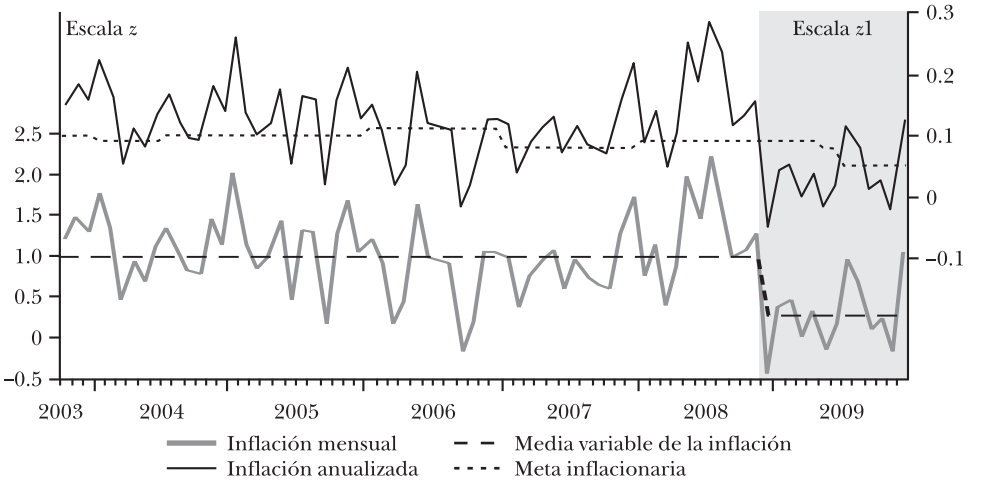
Anexo 10

Persistencia inflacionaria en el subperiodo 2003m10-2009m12

En este anexo nuevamente se somete a verificación empírica la hipótesis de cambio estructural en la tasa media de inflación mensual posterior a la adopción del régimen de banda cambiaria en octubre de 2006. Para ello se toma en cuenta igual cantidad de observaciones antes y después de dicha fecha, con lo que el nuevo periodo de análisis es 2003m10-2009m12.

En este periodo π y *z*1 continúan siendo estacionarias (pruebas ADF, PP y KPSS). Contrario a los resultados para otros periodos, las pruebas recursivas detectan quiebres estructurales en la media y en el coeficiente autorregresivo de π a mediados de 2008 y mediados de 2006, respectivamente; así como a inicios de 2006, tanto para la media como para el coeficiente autorregresivo de *z*1. Por su parte, los estadísticos BIC y LWZ de la prueba

GRÁFICA A.I. COSTA RICA: COMPORTAMIENTO DE LAS VARIABLES z=(π-μ) y z1=(π_anualizada-meta). 2003M10–2009M12



FUENTE: Elaboración propia.

Bai-Perron detectan un quiebre en la media de la inflación en noviembre de 2008, pero no así en el coeficiente autorregresivo (gráfica A.I).

Este quiebre se ubica poco más de dos años después de adoptado el régimen de banda cambiaria, por lo que el impacto contractivo sobre la tasa de inflación mensual podría estar recogiendo tanto el efecto rezagado de la mejora en la independencia de la política monetaria que se ha ido ganado en el tiempo, con motivo de la menor intervención del BCCR en el mercado de cambios,[36] como el efecto de la menor inflación importada sobre los precios internos en 2009 (debido a los problemas en la actividad económica externa e interna, a raíz de la crisis financiera internacional), las menores expectativas inflacionarias, menor depreciación nominal y efecto traspaso a precios y la mejora en la oferta de productos agrícolas (BCCR, 2010).

La tasa media de inflación mensual variante en los periodos 2003m10-2008m11 y 2008m12-2009m12 se estima en 1.0% y 0.27%, respectivamente.[37] A partir de este resultado, se redefine la variable *z* como

[36] De mediados de noviembre de 2008 a mediados de agosto de 2009 el tipo de cambio estuvo separándose intermitentemente del *techo* de la banda cambiaria y a partir de esta última fecha se mantiene oscilando libremente a su interior, sin la intervención del BCCR en el mercado *mayorista* de divisas (MONEX). Lo anterior apunta a una menor variabilidad de la oferta monetaria motivada por la conducta del tipo de cambio.

[37] Las correspondientes tasas medias de inflación anualizadas son, en su orden,

CUADRO A. 1. COSTA RICA: ESTIMACIONES DE LA PERSISTENCIA INFLACIONARIA (PERIODO 2003M10-2009M12)

Variable z			*Variable z*[a]		
ρ[a]	*Vida media*[b]		ρ[a]	*Vida media*[b]	
	50% inicial	*100% (total)*		*50% inicial*	*100% (total)*
0.47 (0.12)[c] Rezago: 4,10,15,29,33	1 mes	8 meses	0.39 (0.10)[c] Rezago: 18,19	1 mes	11 meses

FUENTE: Elaboración propia.
[a] Las estimaciones MCO, con errores estándar robustos NW-HAC, poseen residuos estacionarios, normales, homocedásticos y no autocorrelacionados. Los modelos pasan la prueba de especificación de Ramsey, las pruebas de estabilidad recursivas para el coeficiente ρ y la prueba CUSUMQ. [b] El modelo autorregresivo para *z* se definió con 1, 4 y 6 rezagos significativos y para *z*1 con 1,4, 6 y 8. Los errores se distribuyen como una densidad de probabilidad normal multivariada, son homocedásticos y no están autocorrelacionados. [c] Errores estándar robustos según el estimador de covarianza de Newey y West.

la inflación mensual menos esta nueva media variante en el tiempo. La variable *z*1 continúa definiéndose como antes. Con ambas variables se reestiman las definiciones de persistencia inflacionaria (cuadro A. 1).

Pruebas de restricción de coeficientes de Wald efectuadas con base en la evidencia del cuadro A. 1 revelan que la estimación del grado de persistencia según el coeficiente ρ no cambia en términos estadísticos entre los subperiodos estudiados (1997m2-2009m12 y 2003m10-2009m12), independientemente que se utilice la variable *z* o *z*1. Por otra parte, la estimación directa de la *vida media* (50% del choque inicial) con *z* y *z*1 señala que la persistencia tampoco cambia (se mantiene invariante en un mes) en los distintos subperiodos, aunque el lapso de ajuste para que el restante 50% del choque se extinga se reduce sustancialmente en el subperiodo 2003m10-2009m12.

En síntesis, se detecta cambio estructural en la tasa media de inflación mensual en noviembre de 2008, pero la estimación de ρ no cambia en términos estadísticos en este subperiodo, aunque si se reduce el periodo de ajuste para que el restante 50% del choque unitario se extinga, con lo que se reduce la persistencia según la definición de *vida media*.

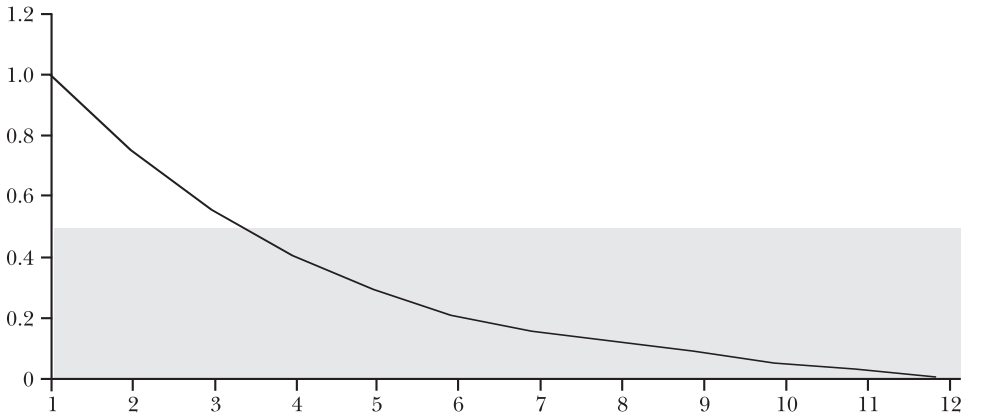
12.8% y 3.3%. Las estimaciones se realizan en forma equivalente a como se hizo en la ecuación (6), utilizando una variable ficticia que toma un valor unitario durante el periodo 2008m12-2009m12 y cero en otro caso. Como antes, al adicionar rezagos a esta ecuación se controla la autocorrelación, y pruebas de restricción de coeficientes tampoco encuentran cambios estadísticos en los coeficientes estimados, lo cuales mantienen su significancia.

Anexo 11

Vida media de un choque inflacionario utilizando el MMPT

Cuando el efecto de un choque inflacionario unitario se simula con datos trimestrales a partir de 1991 y contemplando todas las relaciones funcionales implícitas en el Modelo Macroeconómico de Proyección Trimestral (MMPT) del BCCR (Muñoz y Tenorio, 2008), la *vida media* del choque se estima entre 10 y 11 meses y la otra mitad del choque se observa que demora cerca de 33 meses en extinguirse (gráfica A. II).[38]

GRÁFICA A.II. COSTA RICA: FUNCIÓN IMPULSO-RESPUESTA DE LA INFLACIÓN INTERANUAL A UN CHOQUE PROPIO. MODELO MACROECONÓMICO DE PROYECCIÓN TRIMESTRAL (MMPT) DEL BCCR



FUENTE: Estimación del Departamento de Investigación Económica, BCCR.

Aunque estos resultados no son directamente comparables con la estimación de la *vida media* de choques unitarios generados con modelos VAR para las variables z y $z1$, dada la diferencia de metodologías, de tamaño de muestras y de frecuencia de datos, debe señalarse que la mayor persistencia inflacionaria estimada se debería a los efectos de retroalimentación implícitos en las interrelaciones funcionales que conforman el MMPT. Por otra parte, estos resultados también concuerdan con lo mencionado al inicio, de que las tasas de variación interanuales del IPC tienden a sobrestimar el grado de persistencia.

[38] La estimación del efecto del choque se realizó en el Departamento de Investigación Económica del BCCR.

Anexo 12

Medidas indirectas de persistencia inflacionaria disponibles en el BCCR

En la literatura empírica internacional se suele utilizar el marco de los nuevos modelos híbridos de inflación de corto plazo tipo curva de Phillips neokeynesiana, para mostrar tres fuentes de persistencia inflacionaria (Whelan, 2004):

- *Persistencia intrínseca* (esencial): ocurre cuando las empresas indexan parcialmente los precios actuales de sus productos a los precios que prevalecieron en los periodos previos. De esta forma, la inflación del periodo actual se ve influenciada por la inflación pasada en el modelo de la curva de Phillips.
- *Persistencia basada en expectativas:* toma lugar cuando las expectativas no son racionales y los agentes económicos no poseen información perfecta acerca de la economía y las relaciones funcionales entre las principales variables macroeconómicas. Entonces, cuando ocurre un choque inflacionario inesperado, ellos desconocen si este es transitorio o permanente, por lo que, en su intento por determinar su naturaleza y la mejor forma en que podrían reaccionar, utilizan la historia de la inflación para pronosticar la inflación futura. Este efecto se refleja en el coeficiente de las expectativas en la curva de Phillips.
- *Persistencia extrínseca* (no esencial): se origina cuando las empresas no reacción al mismo tiempo cambiando los precios de sus productos ante modificaciones en las condiciones económicas imperantes. Esta falta de sincronía en la fijación de precios puede guiar a que la inflación llegue a ser persistente. Este efecto se recoge en el coeficiente asociado a la brecha del producto o al costo marginal real en la curva de Phillips.

Para estimar estas fuentes de persistencia y otras medias alternativas de este concepto, se utilizan modelos multivariados semiestructurales (curva de Phillips implícita en el MMPT) y parciales (estimación propia de la curva de Phillips, modelo de *pass-through* y de títulos fiscales), así como modelos univariados sencillos (modelos ARMA) estimados previamente en el BCCR y estimaciones propias (cuadro A. 2).

Nuevamente se advierte que en rigor los coeficientes no son comparables, pero pueden dar una idea aproximada acerca de los rangos de

variación máximos de estas medidas indirectas de persistencia inflacionaria, pues las tasas de variación interanual de la inflación utilizada sobrestiman este efecto. La *persistencia intrínseca* se estima entre 0.32 y 0.53 y la inercia inflacionaria en 0.82. Los coeficientes autorregresivos, por su parte, están en torno a 0.9. Considerando las muestras más actuales se observa que están entre 0.53 y 0.93, lo que contrasta con la estimación directa de la persistencia inflacionaria (rango entre 0.31 y 0.42) en el periodo reciente.

CUADRO A. 2. COSTA RICA: MEDIDAS ALTERNATIVAS DE INERCIA Y APROXIMACIONES INDIRECTAS DE PERSISTENCIA INFLACIONARIA. ENFOQUES UNIVARIADO Y MULTIVARIADO DE INFLACIÓN

Modelo	*Enfoque*	*Periodo*	*Inflación en variaciones*	*Medidas alternativas*	
Nueva curva de Phillips híbrida (MMPT)[a]	Multivariado semiestructural	1993t1-2009t3	Trimestrales interanuales	0.32	Persistencia intrínseca
				0.57	Persistencia basada en expectativas
				0.19	Persistencia exintrínseca
Nueva curva de Phillips híbrida (estimación propia)[b]	Multivariado parcial	1997t1-2008t4	Trimestrales interanuales	0.53	Persistencia intrínseca
				0.53	Persistencia basada en expectativas
				0.89	Persistencia exintrínseca
Pass-through (Castrillo y Laverde, 2008)[b]	Multivariado parcial	1991m12-2007m12	Semestrales adelantadas	0.82	Inercia inflacionaria
Modelos de títulos fiscales (Durán y Rojas, 2007)	Multivariado parcial	1996m9-2007m04	Mensuales interanuales	0.91	Suma de coeficientes autorregresivos
ARMA (1.1) (Muñoz, 2088)	Unvariado	1996m01–2008m12	Mensuales interanuales	0.87	Coeficiente autorregresivo
ARMA (2.0) (Rodríguez, 2009)	Unviariado	1996m1-2009m09	Mensuales interanuales	0.93	Suma de coeficientes autorregresivos

FUENTE: Elaboración propia.

[a] Estimación preliminar mediante GMM, utilizada en las estimaciones del reciente Informe de Inflación. Variables explicativas: inflación rezagada y adelantada, expectativas inflacionarias a un año, brecha del producto rezagada e inflación importada. [b] Estimación propia mediante GMM. Variables explicativas: inflación rezagada, expectativas de inflación a un año y brecha del producto rezagada. Instrumentos: rezagos de la meta de inflación y de precios de petróleo.

Referencias

Altissimo, F., M. Ehrmann y F. Smets (2006), *Inflation persistence and price-setting behavior in the euro area: a summary of the Inflation Persistence Network evidence,* European Central Bank and National Bank of Belgium, octubre (Working Paper Research, núm. 95).

Álvarez, F., M. Dorta y J. Guerra (2000), *Persistencia inflacionaria en Venezuela: evolución, causas e implicaciones*, Gerencia de Investigación, Banco Central de Venezuela, julio (Serie de Documentos de Trabajo, núm. 26).

Andrews, D. W. K., y H. Y. Chen (1994), "Approximately median-unbiased estimation of autoregressive models", *Journal of Business & Economic Statistics,* vol. 12, núm. 2, mayo, pp. 187-204,.

Azofeifa Villalobos, A. G., y D. Rojas Chaves(2000), *Costa Rica: estimación del déficit fiscal estructural y cíclico,* División Económica, Departamento Monetario y Departamento de Investigaciones Económicas, Banco Central de Costa Rica, septiembre (Documento de trabajo, DM-DIE-PI-01-2000/R).

Bai, J., y P. Perron (1998), "Estimating and Testing Models with Multiple Structural Changes", *Econometrica,* vol. 66, núm. 1, enero, pp. 47-78.

Bai, J., y P. Perron (2003), "Computation and Analysis of Multiple Structural Change Models", *Journal of Applied Econometrics,* vol. 18, núm. 1, pp. 1-22.

Batini, N., y E. Nelson (2001), "Optimal horizons for inflation targeting", *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol. 25, núms. 6-7, pp. 891-910.

Batini, N. (2002), *Euro Area Inflation Persistence*, European Central Bank, Frankfurt (Working Paper Series, núm. 201).

BCCR (1996), *Memoria Anual 1995: Banco Central de Costa Rica, su participación en la economía nacion*al, División Económica, Banco Central de Costa Rica.

BCCR (1997), *Memoria Anual 1996: Banco Central de Costa Rica, su participación en la economía nacional*, División Económica, Banco Central de Costa Rica.

BCCR (2009), *Informe de inflación junio 2009*, División Económica, Banco Central de Costa Rica.

BCCR (2009), *Memoria Anual 2008: Banco Central de Costa Rica su participación en la economía nacional*, Banco Central de Costa Rica, marzo.

BCCR (2010), *Programa macroeconómico 2010-11*, División Económica, Banco Central de Costa Rica, enero.

Calvo, G. A., y C. A. Végh (1994), "Inflation Stabilization and Nominal Anchors", *Contemporary Economic Policy*, vol. XII, abril.

Capistrán, C., y M. Ramos-Francia (2007), *Inflation Dynamics in Latin America*, Banco de México, agosto.

Carrascal Arranz, U., Y. González González y B. Rodríguez Prado (2001), *Análisis econométrico con EViews*, Editorial Alfaomega: Ra-Ma, Madrid.

Castrillo, D., y B. Laverde (2008), *Validación y actualización del modelo de* pass through *del tipo de cambio en Costa Rica 1991-2007*, Departamento Investigación Económica, Banco Central de Costa Rica, abril (Informe Técnico DIE-16-2008-IT).

Castrillo, D., C. Mora y C. Torres (2008), *Mecanismos de transmisión de la política monetaria en Costa Rica: periodo 1991-2007*, Departamento Investigación Económica, Banco Central de Costa Rica, octubre (Documento de Investigación, DIE-07-2008-DI).

Céspedes, L. F., M. Kumhof y E. Parrado (2003), *Pricing Policies and Inflation Inertia*, Banco Central de Chile, octubre (Working Papers, núm. 232).

Cukierman, A., y N. Leviatan (1992), "The Dynamic of Optimal Gradual Stabilizations", *The World Bank Economic Review*, vol. 6, septiembre, pp. 439-58.

D'Amato, L., L. Garegnani y J. M. Sotes (2008), "Dinámica inflacionaria y persistencia: implicancias para la política monetaria", en *Ensayos Económicos* (Banco Central de la República Argentina), núm. 50, enero-marzo.

De Gregorio, J. (1992), *Theories of Policy Accomodation: The Persistence of Inflation and Gradual Stabilizations*, FMI, marzo (Working Paper, núm. 92/19).

De Gregorio, J. (1995), "Policy Accomodation and Gradual Stabilizations", *Journal of Credit, Money and Banking*, vol. 27, núm. 3, pp. 727-741.

Delgado, F. (2000), *La política monetaria en Costa Rica, 50 años del banco central*, Banco Central de Costa Rica.

Durán, R., y M. Esquivel (2008), *Policy Rate Pass-through: Evidence from the Costa Rican Economy*, Departamento de Investigación Económica, Banco Central de Costa Rica, junio (Research Paper, DIE-05-2008-DI).

Durán, R., y M. A. Rojas (2007), *Validación del modelo de títulos fiscales para el pronóstico de la inflación*, Departamento de Investigación Económica, Banco Central de Costa Rica, octubre (Informe Técnico, DIE-42-2007-IT).

FMI (2009), *Costa Rica: Staff Report for the 2009 Article IV Consultation and First Review Under the Stand-By Arrangement; Press Release and Public Information Notice on the Executive Board Discussion; and Statement by the Executive Director for Costa Rica*, FMI, octubre (Country Report, núm. 09/303).

Fuhrer, J. C. (1995), "The Persistence of Inflation and the Cost of Disinflation", *New England Economic Review,* enero, pp 3-16.

Hansson, J., A. Johnson y S. Tägtström (2009), *How persistent is inflation in Sweden?,* Monetary Policy Department, Sveriges Riksbank (Economic Commentaries, núm. 5).

Lendvai, J. (2004), *Inflation Inertia and Monetary Policy Shocks*, Institute of Economics Hungarian Academy of Sciences, Budapest, octubre (Discussion Papers, núm. 2004/17).

Marques, C. R. (2004), *Inflation Persistence: Facts or Artefacts?*, European Central Bank, junio (Working Paper Series, núm. 371).

Muñoz Salas, E. (2008), *Validación del modelo univariante de inflación empleado en la combinación de pronósticos*, Departamento Investigación Económica, Banco Central de Costa Rica, febrero (Informe Técnico).

Muñoz Salas, E., y E. Tenorio Chaves (2008), *El Modelo Macroeconómico de Proyección Trimestral del Banco Central de Costa Rica en la transición a la flexibilidad del tipo de cambio*, Banco Central de Costa Rica, noviembre (Documento de Investigación, DIE-08-2008-DI).

Pincheira, P. (2008), *Evolución de la persistencia inflacionaria en Chile,* Banco Central de Chile, diciembre (Serie Documentos de Trabajo, núm. 505).

Pivetta, F., y R. Reis (2001), *The Persistence of Inflation in the United States,* texto mimeografiado, Universidad de Harvard.

Rodríguez, A. (2009), *Modelo ARMA para la proyección de la inflación en Costa Rica*, Departamento Investigación Económica, Banco Central de Costa Rica, febrero (Informe Técnico en proceso).

Solera Ramírez, Á. (2002), *Inflación e incertidumbre inflacionaria: evidencia para Costa Rica,* Departamento de Investigaciones Económicas, Banco Central de Costa Rica, diciembre (Documento de Investigación, DIE-014-2002-DI).

Vladova, Z., y S. Pachedjiev (2008), *Empirical Analysis of Inflation Persistence and Price Dynamics in Bulgaria*, Bulgarian National Bank, septiembre (Discussion Papers, núm. 70/2008).

Whelan, K. (2004), *Staggered price contracts and inflation persistence: Some general results*, European Central Bank (Working Paper, núm. 417).

Willis, J. I. (2003), "Implications of structural changes in the U.S. economy for pricing behavior and inflation dynamics", *Economic Review* (Federal Reserve Bank of Kansas City), primer trimestre, pp. 5-27.

¿Cuán persistente es la inflación en Argentina?: regímenes inflacionarios y dinámica de precios en los últimos 50 años

Laura D'Amato y María Lorena Garegnani*

1. INTRODUCCIÓN

Un aspecto central de la dinámica inflacionaria para la política monetaria es su persistencia, que no es más que una medida de la velocidad con la que la inflación retorna a su valor de tendencia luego de un choque. Si la inflación es un proceso muy persistente, los choques sobre esta variable demoran mucho tiempo en revertirse y producir una desinflación puede ser un proceso altamente costoso en términos del nivel de actividad.

Durante largo tiempo la evidencia empírica estuvo a favor de caracterizar la inflación como un proceso altamente persistente, cercano a un camino aleatorio. Los modelos neokeynesianos utilizados actualmente para la modelación de la política monetaria, basados en supuestos de competencia monopolística y rigidez de precios generan, sin embargo, una dinámica *forward-looking* de la inflación. Debido a que la evidencia empírica sugería que la inflación es altamente persistente, se ha tendido a

* L. D'Amato y M. L. Garegnani, Subgerencia General de Investigaciones Económicas, del Banco Central de la República Argentina (BCRA). Las autoras agradecen a Hildegart Ahumada y Daniel Heymann por sus valiosos aportes a distintas versiones de este documento, así como también los comentarios y sugerencias recibidos en la XIII Reunión de la Red de Investigadores de Bancos Centrales del Continente Americano, del CEMLA, celebrada en la ciudad de México, durante los días 5, 6 y 7 de noviembre de 2008, y en la XLIII Reunión Anual de la AAEP, en noviembre de 2008. Las opiniones vertidas en el presente documento son exclusiva responsabilidad de las autoras y no comprometen al BCRA.

introducir persistencia al modelar la inflación, en algunos casos, en forma *ad hoc*.[1]

Este desajuste entre los datos y la teoría ha estimulado recientemente la producción de abundante evidencia empírica. Esa evidencia, basada en datos que abarcan periodos de alta y baja inflación indica que la persistencia no es un fenómeno inherente a la inflación sino que, por el contrario, parece variar en asociación con quiebres en la inflación tendencial. Esos quiebres suelen además coincidir con cambios en el régimen monetario.[2]

El concepto de régimen es bastante impreciso en la literatura,[3] ya que se trata de un concepto no observable asociado a factores institucionales que definen un marco a las interacciones entre la política económica y los agentes privados, influenciando la formación de expectativas y la toma de decisiones por parte de estos últimos. Sin embargo, se puede intentar identificar regímenes a partir de los resultados que surgen de esas interacciones. En particular, se puede pensar que la inflación tendencial puede ser una variable sustituta del régimen monetario prevaleciente.[4]

Estudiamos en este trabajo la dinámica de la inflación agregada y en particular el fenómeno de la persistencia inflacionaria en el periodo 1961-2006 en Argentina. Analizamos la vinculación entre los cambios observados en la tasa media de inflación y en su componente autorregresivo y los cambios de régimen monetario.

El supuesto de un valor de largo plazo constante para la tasa de inflación es sin duda implausible para una economía como la argentina, que experimentó inflación moderada en los sesenta y elevada en los setenta y ochenta, cuando el ejercicio de la política monetaria estuvo fuertemente condicionado por desequilibrios fiscales persistentes que implicaban una alta dominancia fiscal. Ese régimen de alta inflación derivó hacia fines del

[1] Ver por ejemplo Furher y Moore (1995), Galí y Gertler (1999), Furher *et al.* (2006) y también Walsh (2003), para una muy buena revisión de la literatura sobre este tema.

[2] Ver Marques, (2004), Levin y Pigier (2004), Altíssimo *et al.* (2006), y Angeloni *et al.* (2006), entre otros, para las economías europeas y Cogley y Sargent (2006) y Cogley y Sbordone (2006) para los Estados Unidos.

[3] Heymann y Leijonhufvud (1995) definen en general un régimen de política como un patrón de comportamiento por parte de las autoridades económicas tal que sustenta un determinado sistema de expectativas que gobierna las decisiones del sector privado.

[4] Este es el enfoque que adopta la literatura reciente que estudia los efectos de suponer una inflación tendencial positiva en el marco de los modelos neokeynesianos estándar. Ver al respecto Kiley (2007), Blake y Fernández-Corugedo (2006), y Ascari y Ropele (2007), entre otros.

decenio de los ochenta en un episodio hiperinflacionario luego del cual se adoptó un régimen monetario de caja de conversión, la Convertibilidad, en el que la política monetaria era esencialmente pasiva y la dinámica inflacionaria estaba gobernada, en gran medida, por factores externos. La inflación se mantuvo en niveles reducidos durante ese periodo, que finalizó con el abandono de ese régimen en enero de 2002. Luego de la abrupta devaluación del peso, la inflación se aceleró, alcanzando un pico en abril de 2002, para luego retornar a valores más reducidos, aunque superiores a los niveles promedio durante la Convertibilidad.

2. LA PERSISTENCIA INFLACIONARIA EN LA LITERATURA

El hecho de que la tasa media de inflación pueda evolucionar experimentando quiebres discretos puede sustentarse en los determinantes de largo plazo de la tasa de inflación. Existe acuerdo en la teoría monetaria acerca de que el valor de largo plazo de la tasa de inflación debería tender a igualar a la tasa de expansión del dinero.[5]

En ese sentido las tasas de inflación y el crecimiento monetario de largo plazo no son independientes de la importancia que asigne la política monetaria al objetivo de estabilizar a la inflación en torno a un valor reducido y estable, ni de los condicionamientos que enfrenta para lograrlo, por lo que no debería esperarse que sean constantes, sino en todo caso dependientes del régimen monetario. Al respecto, la evidencia empírica indica que bajo regímenes con alta dominancia fiscal la tasa media de inflación es elevada, como también lo es la tasa de expansión monetaria.[6] Por el contrario, una vez que la política monetaria está menos condicionada por la política fiscal y tiene mayor capacidad de cumplir su papel de proveer un ancla nominal a la economía, la tasa media de inflación tiende a reducirse. Las economías pueden también experimentar tasas de inflación persistentemente elevadas si existen incentivos a la política monetaria para explotar el *trade-off* entre crecimiento e inflación de forma persistente.

A pesar de que los cambios en la inflación tendencial parecen ser empíricamente relevantes para la dinámica inflacionaria, los modelos neokeynesianos utilizados en la modelación de la política monetaria, al enfocarse en las fluctuaciones de corto plazo de la inflación y el producto

[5] Ver al respecto Walsh (2003).

[6] Ver Heymann y Leijonhufvud (1995); y Walsh (2003) para una discusión detallada de las relaciones entre la política monetaria y la fiscal.

suponen en general una tasa de inflación cero para el estado estacionario, dejando de lado la posibilidad de que la inflación de largo plazo pueda ser positiva y eventualmente variable en el tiempo.

Al mismo tiempo, los modelos microeconómicos con rigideces nominales que fundamentan la derivación de una curva de Phillips (Taylor, 1980; Calvo, 1983; y Rotemberg, 1982) generan persistencia en el nivel de precios, pero no en la tasa de inflación. Este rasgo de los modelos contradecía la evidencia empírica disponible hasta hace algún tiempo, que sugería que la inflación es un proceso altamente persistente. Por esa razón autores como Furher y Moore (1995), y Galí y Gertler (1999) proponen incorporar un componente intrínseco de persistencia a la inflación.

Recientemente Cogley, Primicieri y Sargent (2007), Cogley y Sbordone (2006), y Sbordone (2007) han mostrado para los Estados Unidos que la persistencia de la inflación puede explicarse por la presencia de una inflación tendencial variable en el tiempo. Al mismo tiempo Benati (2006) y Altissimo *et al.* (2006) muestran para un número importante de países que el grado de persistencia de la inflación ha variado en el tiempo y que ha sido más bajo en periodos en los que la política monetaria pudo estabilizar la inflación en niveles reducidos.

2.1 Las medidas convencionales de persistencia inflacionaria

Se puede definir la persistencia inflacionaria como una medida de la velocidad con que la inflación retorna a su valor de largo plazo luego de un choque.

La medida de persistencia más ampliamente utilizada en la literatura es la propuesta por Andrews y Chen (1994).

Considerando a la inflación como un proceso estacionario AR(p)

$$\pi_t = \alpha + \sum_{i=1}^{p} \beta_i \pi_{t-i} + \eta_t \ . \tag{1}$$

Andrews y Chen proponen como medida de persistencia la suma de los coeficientes autorregresivos en (1)

$$\rho = \sum_{i=1}^{p} \beta_i \ . \tag{2}$$

Marques (2004) y Angeloni *et al.* (2006) enfatizan que el concepto de persistencia está asociado a la velocidad con que la inflación retorna a su valor de largo plazo luego de un choque. En ese sentido, Marques (2004)

sugiere que una representación adecuada de ese proceso, sería reescribir (1) como un mecanismo de corrección al equilibrio en términos de desvíos de su valor de largo plazo.

$$\pi_t - \mu = \sum_{i=1}^{p-1} \phi_i \Delta(\pi_{t-i} - \mu) + \rho(\pi_{t-1} - \mu) + \eta_t \,, \tag{3}$$

donde

$$\mu = \frac{\alpha}{1-\rho} \tag{4}$$

es la media no condicional de la inflación. Cuanto más elevado es el valor absoluto de ρ, más lentamente la inflación retorna a su valor de equilibrio. Una cuestión crucial por determinar antes del cálculo de alguna medida de persistencia es, si es adecuado suponer un valor de largo plazo constante para la inflación.

3. PERSISTENCIA INFLACIONARIA Y REGÍMENES MONETARIOS

3.1 La dinámica inflacionaria en Argentina

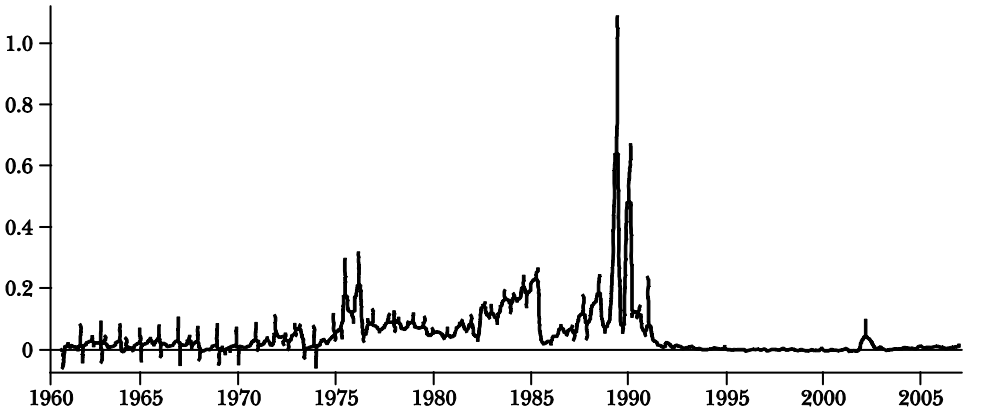
Como remarcamos inicialmente, el supuesto de un valor de equilibrio constante para la tasa de inflación no es razonable en el caso de Argentina. Al respecto, Capistrán y Ramos-Francia (2006), proveen evidencia sobre persistencia de la inflación para los diez países más grandes de América Latina y encuentran que en el caso argentino el grado de persistencia de la inflación se habría reducido entre 1980m1 y 2007m2.

Como lo ilustra la gráfica I, que cubre un periodo más amplio, entre 1960 y 2006, la simple inspección visual sugiere una inflación tendencial que experimenta cambios sustanciales.

Durante los sesenta la inflación en Argentina se mantuvo en niveles moderadamente elevados. Las crisis devaluatorias solían imprimir una tendencia creciente a la inflación, pero fue recién a partir del episodio inflacionario conocido como el Rodrigazo, en 1975, que la inflación comenzó a ser persistentemente elevada. La alta inflación fue un fenómeno ampliamente extendido en América Latina durante las décadas de los setenta y ochenta. El financiamiento monetario de los desequilibrios fiscales fue un rasgo común entre los países que pasaron por episodios hiperinflacionarios como Argentina.

El caso argentino tiene, sin embargo, características peculiares. Desde

GRÁFICA I. INFLACIÓN MENSUAL, 1960-2005 (en porcentajes)



mediados de los años setenta el sector público mantuvo elevados déficits presupuestarios. Hacia fines de esa década se adoptó un sistema de paridad cambiaria móvil con respecto al dólar estadounidense, esquema que intentaba una convergencia de la inflación nacional a la internacional. En esos años, al igual que otras economías de la región, Argentina inició un proceso de liberalización comercial y financiera. El peso sufrió una creciente apreciación real, al tiempo que la economía experimentaba persistentes déficits de cuenta corriente. El alza de la tasa de interés internacional en l982 llevó a una grave crisis de deuda en la región, que afectó fuertemente a Argentina. El peso fue devaluado y el gobierno se hizo cargo de una parte importante de la deuda externa privada, lo que amplió los desequilibrios fiscales preexistentes. En los años que siguieron la inflación fue acelerándose marcadamente. En 1985 hubo un intento de estabilización conocido como el Plan Austral, que logró una reducción temporal de la tasa de inflación, luego de lo cual se produjo una aceleración inflacionaria que desembocó en dos episodios hiperinflacionarios en 1989 y 1990.

En abril de 1991, la implementación de un esquema de caja de conversión y la fijación por ley del peso al dólar estadounidense, logró anclar las expectativas inflacionarias y producir una reducción permanente de la tasa de inflación, que fue en promedio para esa década, cercana a cero. La adopción de este esquema de política fue acompañada por una drástica reforma del sector público que incluyó la privatización de la mayor parte de las empresas públicas. El país ganó acceso a los mercados financieros internacionales y con mejores resultados fiscales en un comienzo, el

gobierno reemplazó el financiamiento monetario por la emisión de deuda en los mercados internacionales. Esta combinación de políticas fue exitosa en anclar las expectativas inflacionarias y estabilizar la inflación en niveles muy reducidos. Sin embargo, la reforma fiscal fue incompleta. Con la moneda local sobrevaluada el país comenzó a experimentar persistentes déficits en cuenta corriente, aumentando su endeudamiento externo, tanto privado como público. Luego de las crisis asiática en 1997 y rusa en 1998, el país ingresó en una prolongada recesión, que se acentuó con la devaluación del real brasileño en enero de 1999. Las mayores tasas de interés sobre la deuda aumentaron el peso de los pagos de intereses en las cuentas públicas y el endeudamiento externo, tanto privado como público, comenzó a ser percibido como insostenible. Hacia 2001 se desencadenó una crisis financiera y externa que derivó en el abandono del régimen de Convertibilidad y una devaluación del peso argentino que implicó un drástico cambio de precios relativos y dio lugar a una aceleración de la inflación, que alcanzó un pico en abril de 2002, para luego reducirse, aunque a un nivel algo más elevado que el prevaleciente bajo el régimen de Convertibilidad. Hacia fines de 2004, cuando la economía comenzó a recuperarse en forma sostenida de la recesión en la que había estado inmersa durante varios años, la inflación comenzó a acelerarse levemente hasta el final de la muestra.

3.2 Análisis descriptivo

La breve descripción del comportamiento histórico de la inflación en Argentina en la sección precedente, sugiere la presencia de importantes quiebres estructurales y episodios atípicos como pueden ser las hiperinflaciones.

Aún a pesar de estas especificidades, es razonable esperar que los choques sobre esa variable no tengan un efecto permanente, en la medida que la política económica en conjunto y la monetaria en particular, actúen en general proveyendo a la economía con algún ancla nominal que logre estabilizar la inflación. En ese sentido, se espera que las pruebas de raíces unitarias rechacen la hipótesis nula de una raíz unitaria para la inflación cuando se estudian sus propiedades temporales para un periodo de tiempo suficientemente prolongado. Sin embargo, como se enfatiza en la sección 2, es posible que la tasa media de inflación experimente cambios a través de periodos de tiempo prolongados, si es que las economías están sujetas a cambios de régimen. En ese caso, se podría esperar no

estacionariedad para esta variable, pero atribuible a cambios en su valor de largo plazo y no a la presencia de una raíz unitaria.

Estudiamos en esta sección las propiedades de serie de tiempo de la inflación y evaluamos la presencia de quiebres en su valor medio mediante el análisis descriptivo. En la sección que sigue utilizamos distintas técnicas para identificar la presencia de quiebres tanto en la media como en el componente autorregresivo de la inflación, con el propósito de identificarlos e incorporarlos en el cálculo de medidas de persistencia inflacionaria.

Se puede observar en el cuadro 1 que tanto la media como la volatilidad de la inflación fueron cambiantes a lo largo de la muestra y que en ese sentido los estadísticos descriptivos para el periodo completo son poco informativos acerca del comportamiento de la inflación entre 1961 y 2006. Es posible identificar un periodo de inflación baja entre 1961m1 y 1975m5, luego un episodio inflacionario agudo, conocido como el Rodrigazo, entre 1975m6 y 1976m5, al que siguió un periodo de inflación alta entre 1976m6 y 1979m12 y uno de muy alta inflación entre 1980m1 y 1989m9.

Entre 1989m4 y 1990m3 hubo dos episodios hiperinflacionarios, una transición entre 1990m4 y 1991m2, seguida de un periodo de desinflación entre 1991m3 y 1992m12 luego de la implementación de la Convertibilidad. Tanto el Rodrigazo como las hiperinflaciones y los periodos de transición y desinflación son considerados en este análisis como episodios temporales de escaso interés para el estudio de un fenómeno como la persistencia, y por lo tanto se los deja de lado o se controla por ellos cuando se calculan medidas de persistencia inflacionaria.

CUADRO 1. ANÁLISIS DESCRIPTIVO DE LA INFLACIÓN MENSUAL, 1961-2006 (en porcentajes)

Periodo	*Media*	*Desviación estándar*
1961m1-1975m5	0.021895	0.030503
1975m6-1976m5	0.181004	0.080249
1976m6-1979m12	0.077641	0.022908
1980m1-1989m3	0.103108	0.061452
1989m4-1990m3	0.443025	0.299911
1990m4-1991m2	0.113582	0.051173
1991m3-1992m12	0.020829	0.021575
1993m1-2006m12	0.00442	0.010522
1961m1-2006m12	0.051648	0.092957

El resto de la muestra, que cubre el periodo 1993m1-2006m12 aparece, desde un punto de vista estrictamente estadístico, como un periodo de baja inflación, brevemente interrumpido por un episodio inflacionario luego de la devaluación del peso en enero de 2002. Como se puede apreciar en la gráfica I en la sección anterior, el salto en la inflación provocado por la devaluación de enero de 2002 resulta insignificante si se compara con la hiperinflación. Sin embargo hubo en este periodo un cambio de régimen monetario cuya incidencia en la dinámica inflacionaria no logra ser capturada por el análisis descriptivo. Se intentará estudiarla con más detalle en las siguientes secciones.

Con el objetivo de estudiar las características temporales de la inflación y comenzar a evaluar la presencia de quiebres en su valor medio se estimaron estadísticos de Dickey-Fuller que evalúan la presencia de una raíz unitaria, controlando por la significancia de la constante y de la tendencia (ver cuadro 2). En todos los casos se rechaza la presencia de una raíz unitaria. Estas pruebas permiten verificar que entre 1961m1 y 1989m3 la media de la inflación es significativamente distinta de cero (positiva). Por el contrario, no se rechaza la hipótesis nula de una media igual a cero entre 1993m1 y 2006m12. Por otro lado, no se identifica una tendencia determinística estadísticamente significativa en ninguno de los dos periodos.

Estos resultados sugieren que si bien la inflación no tiene una raíz unitaria, tampoco puede ser considerada como un proceso estacionario, en la medida que se identifican cambios significativos en su valor medio. En la sección que sigue complementamos el análisis descriptivo con pruebas que evalúan la presencia de quiebres estructurales tanto en la media como en el componente autorregresivo de la tasa de inflación.

CUADRO 2. ESTADÍSTICO DE DICKEY-FULLER, 1961-2006

Periodo	H_0: *raíz unitaria*
1961m1-1989m3	–4.86[a]
1993m1-2006m12	–4.749[a]
1961m1-2006m12	–2.718[a]

[a] Se rechaza H_0 al 1% de significancia.

3.3 Evaluación de la presencia de quiebres en la tasa media de inflación

En las dos subsecciones que siguen se busca identificar la presencia de quiebres tanto en la media como en el componente autorregresivo de la

inflación y estudiar su relación con la ocurrencia de cambios en el régimen monetario. Lo hacemos mediante el análisis recursivo y ejecutando la prueba de Bai-Perron.

3.3.1 Análisis recursivo

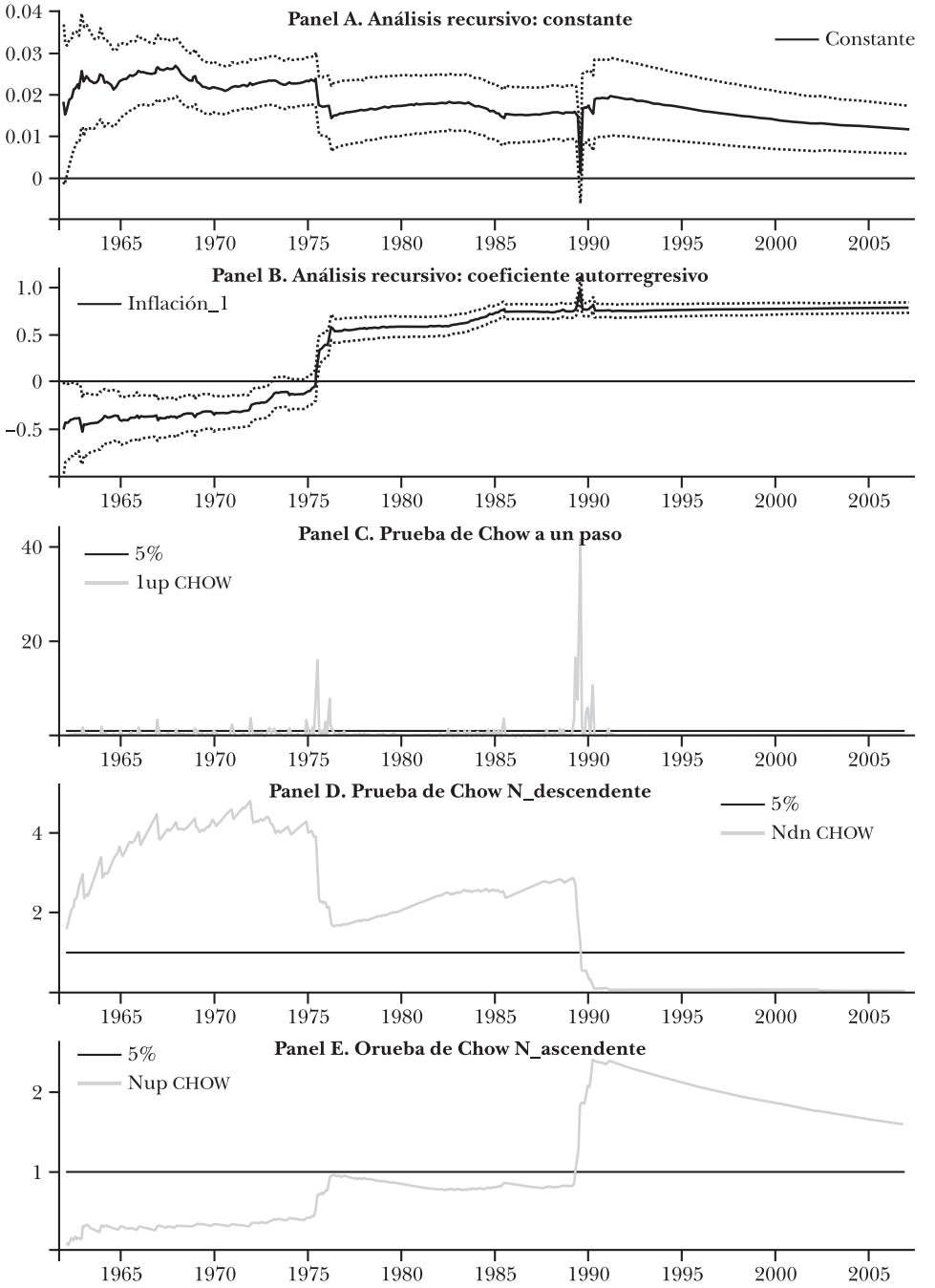
En primer lugar, estimamos recursivamente la ecuación 1 y evaluamos la presencia de quiebres tanto en la constante como en el coeficiente autorregresivo, utilizando pruebas de cambio estructural. La gráfica II.A muestra que ambos coeficientes, constante y término autorregresivo se ubican fuera del intervalo de +/− 2 veces los desvíos estándar previos en el entorno del episodio inflacionario conocido como el Rodrigazo, en 1975, y las hiperinflaciones. Las pruebas de Chow, en la gráfica II.B (horizonte de pronóstico descendente, ascendente y a un paso), confirman la presencia de un quiebre al valor crítico de 5%, en el Rodrigazo y en el periodo de la hiperinflación.

En resumen, se encuentra evidencia de un cambio en la dinámica de la inflación en el entorno del episodio inflacionario del Rodrigazo y los episodios hiperinflacionarios, que finalizaron con la adopción de un nuevo régimen cambiario, la Convertibilidad. Debido probablemente a la magnitud de los episodios hiperinflacionarios, y a la volatilidad generada por ellos, no es posible identificar un quiebre significativo en la dinámica de la inflación luego del abandono de ese régimen. Es por esa razón que más adelante estudiamos ese subperiodo en forma separada.

3.3.2 Evaluación de la presencia de múltiples quiebres: prueba de Bai-Perron

La otra aproximación que llevamos adelante para estudiar la presencia de quiebres estructurales en el proceso dinámico de la inflación es la ejecución de las pruebas desarrolladas por Bai y Perron (2003) para evaluar la presencia de múltiples quiebres estructurales. En relación con el análisis precedente, la metodología de Bai y Perron es más general. Permite identificar la presencia de múltiples quiebres, y propone pruebas para evaluar la hipótesis nula de ausencia de quiebres contra la presencia de múltiples quiebres, así como un procedimiento para evaluar la hipótesis nula de n quiebres contra $n+1$ quiebres. También genera intervalos de confianza para las fechas de quiebre, permitiendo que los datos y los errores tengan diferentes distribuciones entre los segmentos en los que la prueba separa la muestra, o eventualmente impone una distribución común. Esta

GRÁFICA II. ANÁLISIS RECURSIVO, 1961m1-2006m12



CUADRO 3. PRUEBA DE BAI-PERRON, 1961m1-2006m12

A. Cambios en media (α_1)

Pruebas			
SupF T(3)	*UDmax*	*WDmax*	*SupF T(2/3)*
100.2013	100.2013	135.3968	102.4602

Número de quiebres		
Secuencial	*BIC*	*LWZ*
3	3	2

Fechas de quiebres		
T_1	T_2	T_3
Noviembre de 1974	Junio de 1982	Abril de 1991

Parámetros estimados			
α^1	α^2	α^3	α^4
0.0209	0.0954	0.1928	0.0239

B. Cambios en media (α_1) y autorregresivo (β_1)

Pruebas			
SupF T(3)	*UDmax*	*WDmax*	*SupF T(2/3)*
143.5629	311.7505	311.7505	106.8836

Número de quiebres		
Secuencial	*BIC*	*LWZ*
3	3	2

Fechas de quiebres		
T_1	T_2	T_3
Septiembre de 1974	Agosto de 1982	Julio de 1989

Parámetros estimados			
α^1 ; β^1	α^2 ; β^2	α^3 ; β^3	α^4 ; β^4
–0.1192 0.0233	0.0380 0.5911	–0.0602 1.5453	0.0141 0.3778

flexibilidad es interesante en el caso argentino dada la presunción de una varianza no constante a través del periodo estudiado.

Llevamos adelante una prueba evaluando la presencia de quiebres en la media de la inflación y en la media y la dinámica autorregresiva. Los resultados se muestran en el cuadro 3.

Comenzamos considerando la posibilidad de hasta cinco quiebres en la media (3.A), y en la media y el componente autorregresivo (3.B). Las cuatro pruebas reportadas en el cuadro 3 identifican la presencia de tres quiebres al 1% de significancia. Los criterios propuestos por Bai y Perron: *SupF Sequential Procedure, Bayesian Information Criterion* (BIC) y *Liu, Wu and Zidek* (LWZ) confirman que en el caso de la media, se identifican tres quiebres: en noviembre de 1974, que puede asociarse al episodio inflacionario conocido como el Rodrigazo; junio de 1982, asociado a la crisis de la deuda; y la adopción de la Convertibilidad en abril de 1991. Se calcularon los intervalos de confianza para los quiebres, y se permitió heteroscedasticidad y correlación serial en los residuos.

En el caso en que se evalúan cambios en la media y el componente autorregresivo, la prueba identifica quiebres en septiembre de 1974, agosto de 1982 y julio de 1989. Los dos primeros están en el entorno de los identificados para los cambios en media, mientras que el último se anticipa al comienzo del primer episodio hiperinflacionario.

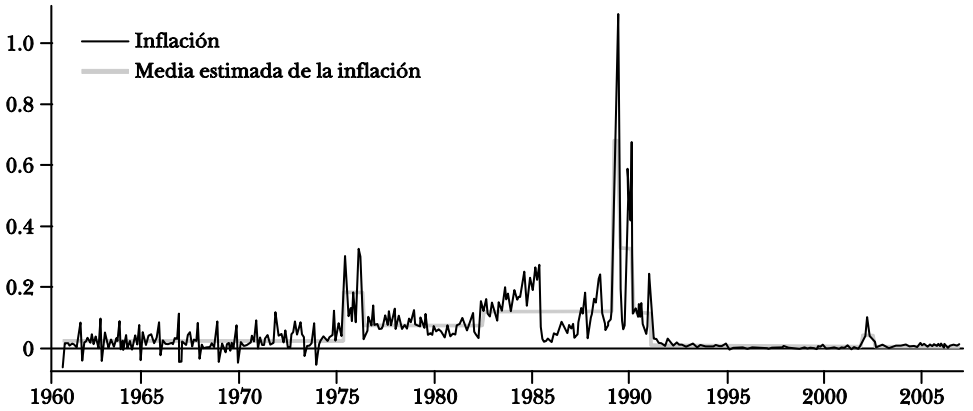
4. PERSISTENCIA INFLACIONARIA

Tomando en cuenta el análisis descriptivo desarrollado y considerando los quiebres identificados tanto en la tasa media de inflación como en su componente autorregresivo en las subsecciones 3.3.1 y 3.3.2, construimos una media no constante para la tasa de inflación que evoluciona a saltos discretos para luego estimar un modelo autorregresivo de acuerdo con la ecuación (3). Seguimos aquí a Marques (2004) y utilizamos variables ficticias que identifican cambios en la tasa media de inflación según lo sugerido por el análisis descriptivo de las secciones precedentes. De ese modo, los valores estimados de la inflación de acuerdo con la ecuación (5) representan la tasa media de inflación que se muestra en la gráfica III.[7]

[7] Donde d_1 corresponde a una variable ficticia para el periodo 1975m6-1976m5, d_2 para 1976m6-1982m7, d_3 para 1982m8-1989m3, d_4 para 1989m4-1989m7, d_5 1989m8-1990m3, d_6 para 1990m4-1991m2, d_7 para 1991m3-2006m12 y d_8 para 2002m1-2002m8.

$$\underset{(HCSE)}{\pi_t} = \underset{(0.0023)}{0.0219} + \underset{(0.0235)}{0.1591}\, d_1 + \underset{(0.0037)}{0.0499}\, d_2 + \underset{(0.008)}{0.0965}\, d_3 + \underset{(0.1463)}{0.6575}\, d_4 + \underset{(0.0805)}{0.3029}\, d_5 + \tag{5}$$
$$+ \underset{(0.0157)}{0.0917}\, d_6 - \underset{(0.0025)}{0.0171}\, d_7 + \underset{(0.008)}{0.0352}\, d_8$$

GRÁFICA III. INFLACIÓN Y MEDIA ESTIMADA DE LA INFLACIÓN, 1960-2005



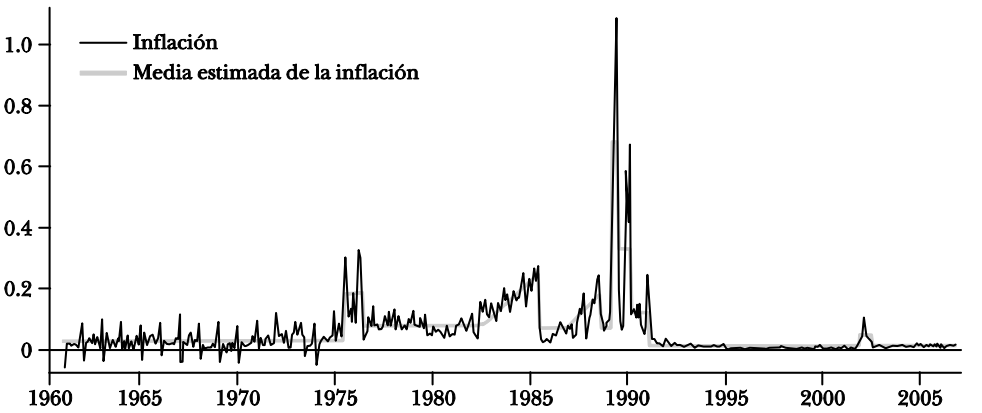
De acuerdo con la ecuación (5) y a pruebas de restricciones lineales, se obtiene una inflación media positiva y distinta de cero (2.2% mensual) entre enero de 1961 y mayo de 1975, de 18.1% entre junio de 1975 y mayo de 1976, de 7.2% entre junio de 1976 y julio de 1982 y de 11.7% entre agosto de 1982 y marzo de 1989. Durante los dos episodios hiperinflacionarios se tiene una media de 67.9% entre abril y septiembre de 1989 y de 32.5% entre agosto de 1989 y marzo de 1990, que se reduce a 11.4% entre abril de 1990 y febrero de 1991. Luego de la adopción del esquema monetario de la Convertibilidad, la tasa de inflación se redujo marcadamente, no resultando estadísticamente distinta de cero hasta el fin de la muestra. Sin embargo, durante este último periodo, y luego del abandono de la Convertibilidad en enero de 2002, se produjo una aceleración inflacionaria luego de la abrupta devaluación del peso. La inflación alcanzó un pico de 10% mensual en abril de 2002, para luego desacelerarse. Este rebrote inflacionario resulta, sin embargo de pequeña dimensión en relación al Rodrigazo y las hiperinflaciones. Cuando se evalúa la restricción lineal de una media diferente entre enero y agosto de 2002 con respecto al periodo 1991-2006 se está cerca de rechazar la hipótesis nula de medias iguales, lo que sugiere que este corto periodo de transición puede considerarse como un *outlier* dentro del periodo de inflación baja y en ese sentido resulta razonable controlar por su presencia, ya que se trata de un episodio transitorio. En la sección 4.1 se estudia separadamente y en detalle el periodo

de baja inflación, se descarta el periodo de desinflación que siguió a la implementación de la Convertibilidad y al hacerlo es posible detectar cambios en la tasa media de inflación luego de la adopción de la flotación administrada.

Adicionalmente se evaluó la presencia de tendencias determinísticas positivas en el periodo de alta inflación. La ecuación (6) incorpora ambas tendencias a (5).[8]

$$\underset{(HCSE)}{\pi_t} = \underset{(0.0023)}{0.0219} + \underset{(0.0235)}{0.1591}\, d_1 + \underset{(0.0037)}{0.0499}\, d_2 + \underset{(0.0061)}{0.0406}\, d_3 + \underset{(0.1465)}{0.6575}\, d_4 + \underset{(0.0805)}{0.3029}\, d_5 + \tag{6}$$
$$+ \underset{(0.0157)}{0.0917}\, d_6 - \underset{(0.0025)}{0.0171}\, d_7 + \underset{(0.0082)}{0.0352}\, d_8 + \underset{(0.0003)}{0.0049}\, t_1 + \underset{(0.001)}{0.0055}\, t_2$$

GRÁFICA IV. INFLACIÓN Y MEDIA ESTIMADA DE LA INFLACIÓN, 1960-2005



Después de obtener una media no constante de la tasa de inflación (μ_t), según la ecuación (6), el siguiente paso es calcular desvíos de la inflación con respecto de esa media, a los que llamamos z_t, para luego estimar la ecuación (3) y calcular una medida de persistencia que considera una media no constante. En el cuadro 4 comparamos la medida de persistencia obtenida a partir de la estimación de la ecuación (3) utilizando una media variable (μ_t) con respecto de la obtenida si se supone una media constante (μ).

Se observa en el cuadro 4 que con el supuesto de una media constante, la inflación sería un proceso altamente persistente (0.78). Por el contrario, si permitimos una media variable, el grado de persistencia se reduce notablemente (0.31). Ambas medidas de persistencia son estadísticamente

[8] Donde t_1 corresponde a una tendencia determinística para 1982m7-1985m6 y t_2 para 1987m1-1988m8.

diferentes, lo que nos permite concluir de este ejercicio que una vez que se identifican quiebres en la media de la inflación y se controla por ellos, la inflación aparece como un proceso bastante menos persistente que si se considera una media constante.

CUADRO 4. PERSISTENCIA DE LA INFLACIÓN, 1961m1-2006m12

	No cambios en media	*Cambios en media*
ρ	0.78	0.31
HCSE	(0.156)	(0.106)
	(1 rezago)	(1 rezago)

Una segunda cuestión a investigar es si, asociado a cambios en la media de la inflación, también se identifican cambios en el componente autorregresivo de la serie. Tanto el análisis recursivo como las pruebas de Bai-Perron presentados en la sección anterior identifican cambios en los coeficientes autorregresivos de la inflación asociados a quiebres en la media de la tasa de inflación. La evidencia reciente para otros países sugiere que una vez que la inflación se reduce, su grado de persistencia es menor.[9]

Con el objetivo de calcular una medida de persistencia que tome en cuenta esos cambios estimamos un modelo autorregresivo de z_t (los desvíos de la inflación respecto de su media variable estimada según la ecuación (6) incluyendo variables ficticias que multiplican a los niveles y diferencias de z_t. La ecuación (7) muestra el modelo estimado y en el cuadro 5 presentamos las medidas de persistencia obtenidas a partir de esta ecuación.[10]

$$(7)\quad \underset{(HSCE)}{z_t} = \underset{(0.009)}{0.051} z_{t-1} + \underset{(0.006)}{0.057}\Delta z_{t-1} + \underset{(0.080)}{0.171} d_{1'} z_{t-1} + \underset{(0.165)}{0.419} d_1 \Delta z_{t-1} + \underset{(0.016)}{0.064} d_{2'} z_{t-1} +$$
$$+ \underset{(0.104)}{0.214} d_{2'} \Delta z_{t-1} + \underset{(0.162)}{0.824} d_{3'} z_{t-1} + \underset{(0.172)}{0.676} d_{4'} \Delta z_{t-1} + \underset{(0.115)}{0.360} d_{5'} z_{t-1} + \underset{(0.095)}{0.283} d_{6'} \Delta z_{t-1}.$$

Los resultados indican que excepto por el episodio del Rodrigazo, hasta los ochenta la inflación fue poco persistente. Durante el periodo de *alta inflación* el proceso de la inflación es fuertemente persistente (0.93),

[9] Ver al respecto Angeloni *et al.* y Capistrán y Ramos Francia (2006).

[10] En la ecuación (7), $d_{1'}$ corresponde al periodo 1961m1-1975m5, d_1, al igual que en la ecuación (5) a 1975m6-1976m5, $d_{2'}$ a 1976m6-1979m12, $d_{3'}$ a 1980m1-1989m3, $d_{4'}$ a 1989m4-1990m3, $d_{5'}$ a 1991m3-1992m12 y $d_{6'}$ a 1993m1-2006m12.

entre 1980m1 y 1989m3, más alta aún que el valor obtenido cuando se supone una media constante para toda la muestra. Los periodos subsecuentes en el cuadro 5 corresponden al periodo que abarca los dos episodios hiperinflacionarios (1989m4-1990m3), la transición (1990m4-1991m2) y la desinflación (1991m3-1992m12) que siguió a la implementación del régimen de Convertibilidad. Si bien no estamos interesados en medir el grado de persistencia de la inflación en esos periodos, es necesario controlar por ellos en la estimación para medir adecuadamente la persistencia en los periodos relevantes. Durante el periodo que aquí denominamos de *baja inflación,* el grado de persistencia se reduce marcadamente, a 0.39.[11]

CUADRO 5. PERSISTENCIA DE LA INFLACIÓN, 1961m1-2006m12

1961m1-1975m5	0.2791
1975m6-1976m5	0.5277
1976m6-1979m12	0.3863
1980m1-1989m3	0.9323
1989m4-1990m3	0.7843
1990m4-1991m2	0.1077
1991m3-1992m12	0.4676
1993m1-2006m12	0.3910

En resumen, el análisis precedente indica que hubo cambios significativos tanto en la media de la inflación como en su dinámica autorregresiva durante el periodo que analizamos. Controlando por esos cambios se encuentra que la inflación fue un proceso poco persistente entre los sesenta y parte de los setenta, altamente persistente en el periodo de inflación elevada (cercano a un camino aleatorio). La persistencia inflacionaria se redujo marcadamente una vez que la inflación se estabilizó a niveles promedio significativamente más bajos, luego de los episodios hiperiflacionarios que Argentina experimentó a fines de los ochenta. También se encuentra evidencia de que los cambios tanto en la media como en el componente dinámico están relacionados con el episodio del Rodrigazo y la adopción de un régimen tan peculiar como la Convertibilidad. El hecho de que la dinámica inflacionaria se acercara al comportamiento de un

[11] La mayor persistencia encontrada en el periodo 1993m1-2006m12 respecto de la observada en el periodo 1961m1-1975m5, podría deberse al episodio devaluatorio posterior a la Convertibilidad.

camino aleatorio durante el periodo de inflación alta parece consistente con las dificultades que encontró la política económica durante ese periodo para anclar las expectativas inflacionarias, que hicieran retornar a la inflación hacia algún valor de equilibrio de largo plazo. El pasaje por el episodio tan traumático como la hiperinflación parece haber generado los ajustes necesarios, principalmente fiscales, como para que un anclaje como el de la Convertibilidad lograra estabilizar la tasa de inflación en niveles muy reducidos. El cambio de régimen implicado por el abandono de ese esquema monetario no puede ser captado cuando se incluye un periodo atípico como la hiperinflación, razón por la que en la sección siguiente estudiamos el subperiodo 1993-2006 en forma separada.

4.1 Un análisis detallado del periodo de baja inflación

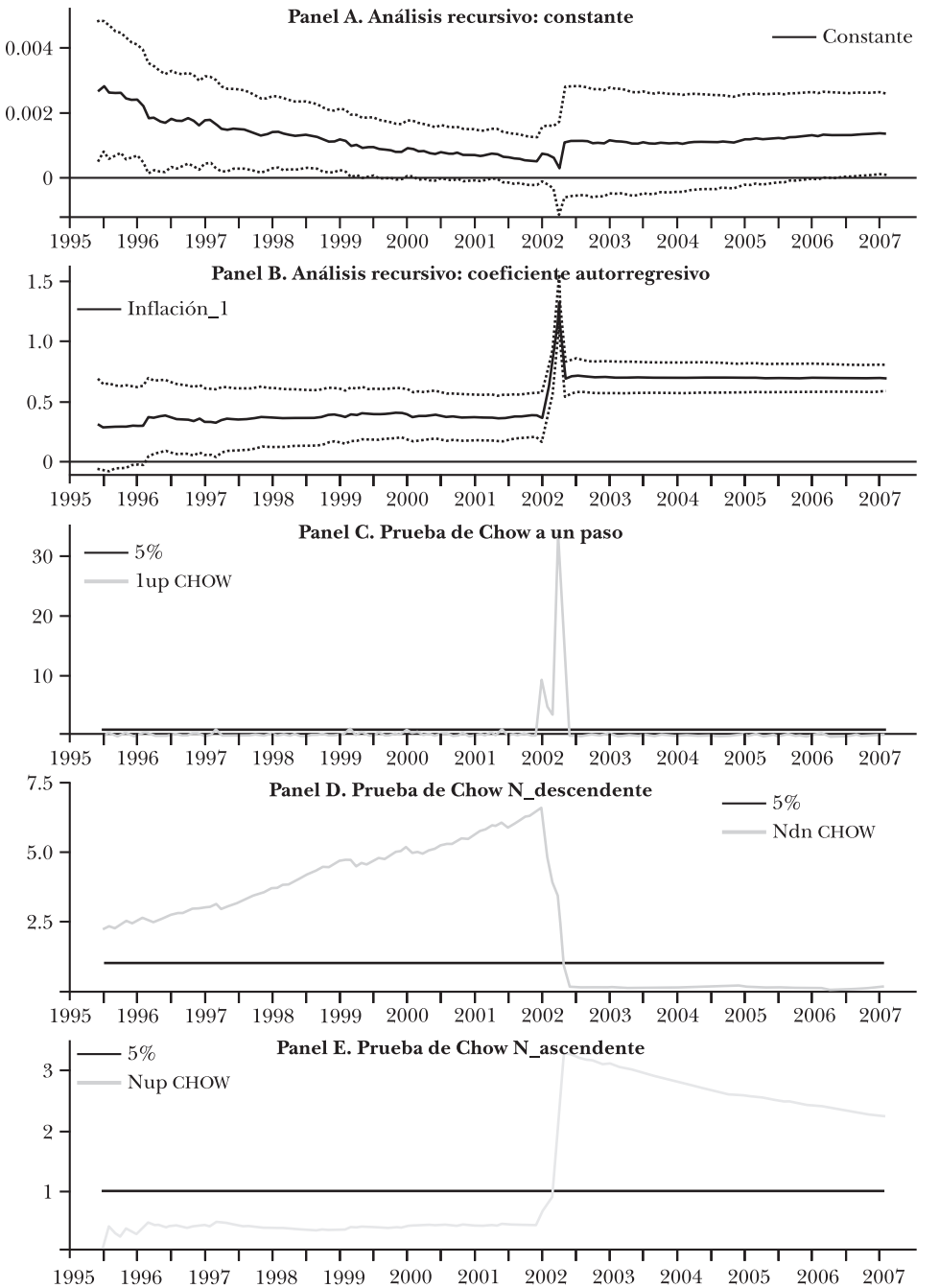
Como enfatizamos en la sección anterior, la dramática volatilidad implicada por el episodio hiperinflacionario limita la posibilidad de identificar quiebres adicionales en la serie de inflación y en particular el potencial cambio asociado al abandono de la Convertibilidad y la adopción de un régimen de flotación administrada en 2002. Es por esta razón que en esta sección estudiamos separadamente al periodo que denominamos de baja inflación, en que conviven dos subperiodos potencialmente distintos en términos de la política monetaria vigente, de cuyas características no parece estar desvinculada la dinámica inflacionaria, de acuerdo al análisis de la sección precedente y a la amplia evidencia empírica que estudia la relación entre el dinero y los precios.[12]

Para estudiar en qué medida la adopción de un régimen de flotación administrada en enero de 2002 implicó cambios en la dinámica de la inflación, se analiza separadamente este subperiodo. El análisis recursivo permite identificar un quiebre tanto en la media, como en el término autorregresivo del modelo AR (1) estimado a comienzos de 2002, en forma coincidente con el abandono del régimen de Convertibilidad en enero de ese año. El quiebre en el componente autorregresivo sugiere que el grado de persistencia puede haber cambiado entre ambos regímenes.

Estos resultados se confirman con la prueba de Bai-Perron (ver cuadro 6), que identifica un quiebre en enero de 2002 cuando probamos quiebres en la tasa media de inflación y en mayo de ese mismo año cuando

[12] Ver al respecto McCandless y Weber (1995), De Grawue y Polan (2001) y Gabrielli *et al.* (2004) y Basco *et al.* (2006) para el caso argentino.

GRÁFICA V. ANÁLISIS RECURSIVO, 1993m1-2006m12



CUADRO 6. PRUEBA DE BAI-PERRON, 2002m1-2002m5

A. Cambios en media (α_1)

Pruebas		
SupF T(1)	*UDmax*	*WDmax*
6.60	6.60	6.60

Número de quiebres		
Secuencial	*BIC*	*LWZ*
1	1	1

Fecha de quiebre
T_1
Enero de 2002

Parámetros estimados	
α^1	α^2
0.0008	0.01

B. Cambios en media (α_1) y autorregresivos (β_1; β_2)

Pruebas		
SupF T(1)	*UDmax*	*WDmax*
65.33	65.33	65.33

Número de quiebres		
Secuencial	*BIC*	*LWZ*
1	1	1

Fecha de quiebre
T_1
Mayo de 2002

Parámetros estimados	
α^1 ; β^1_1; β^1_2	α^2 ; β^2_1; β^2_2
0.0001	0.0029
1.1700	0.3060
–0.3160	0.2130

evaluamos cambios en la media y en el componente autorregresivo de la serie.

Luego de haber identificado la presencia de al menos un quiebre en la tasa media de inflación, construimos una media variable para ese periodo. La ecuación (8) muestra los resultados de esa estimación.

$$\underset{(HCSE)}{\pi} = \underset{(0.0003)}{0.00087} + \underset{(0.0078)}{0.0362}\, d1 + \underset{(0.0006)}{0.0053}\, d2 \,. \tag{8}$$

Se observa que la tasa media de inflación fue levemente distinta de cero durante el periodo de la Convertibilidad. Luego durante la crisis que siguió a la devaluación de enero de 2002, la tasa media de inflación se elevó a 3.6% mensual para luego reducirse a una tasa media 0.5%, que resulta positiva y estadísticamente diferente de cero. Es decir, una vez que consideramos el periodo de baja inflación separadamente, es posible identificar un quiebre que aparece asociado al cambio de régimen implicado por el abandono de la Convertibilidad. También se identifica un periodo atípico en los meses que siguen a la devaluación de enero de 2002, en el que la inflación experimenta un salto transitorio. Controlamos también por ese periodo al calcular la media de la inflación de acuerdo con la ecuación (8).[13]

En el cuadro 7 mostramos los resultados de calcular medidas de persistencia para el periodo 1993m1-2006m12 utilizando una media constante y una media variable. Se observa una importante reducción en la persistencia estimada cuando se consideran los quiebres identificados de acuerdo a la ecuación (8).

CUADRO 7. PERSISTENCIA DE LA INFLACIÓN, 1993m1-2006m12

	No cambios en media	*Cambios en media*
ρ	0.69557	0.18291
HCSE	(0.207)	(0.082)
	(1 rezago)	(1 rezago)

Finalmente, cuando tratamos de identificar la presencia de cambios en los coeficientes autorregresivos de la inflación que podrían estar asociados al cambio de régimen, encontramos un muy bajo grado de persistencia (0.15) durante el periodo de la Convertibilidad, que se incrementa

[13] En la ecuación (8), $d1$ corresponde a una variable ficticia para el periodo 2002m1-2002m9 y $d2$ para el periodo 2002m10-2006m12.

significativamente (0.27), luego de la adopción de la flotación administrada –ver ecuación (9).

$$(9) \qquad \underset{(HSCE)}{z_t} = \underset{(0.0688)}{0.1493}\, z_{t-1} + \underset{(0.1157)}{0.236}\, d_3 z_{t-1} + \underset{(0.0755)}{0.1437}\, d_3 \Delta z_{t-1} + \underset{(0.0003)}{0.0115} d_{951} + \\ + \text{variables ficticias crisis 02.}$$

En resumen, los resultados obtenidos al analizar el periodo de baja inflación separadamente indican un cambio en el proceso de la inflación tanto en términos de su valor medio como de su componente autorregresivo, con lo cual se observa un mayor grado de persistencia en el último subperiodo de flotación administrada.

5. CONCLUSIONES

La evidencia empírica reciente ha revelado que la persistencia puede no ser una característica intrínseca a la inflación y que la dinámica inflacionaria puede cambiar dependiendo del régimen monetario que prevalezca en la economía. Estos estudios revelan además, la importancia de considerar la posibilidad de que el valor de largo plazo de la inflación experimente quiebres cuando se calculan medidas de persistencia inflacionaria. También muestran que con la reducción de la inflación como un fenómeno bastante extendido entre las economías, su dinámica también parece haber cambiado y en particular la persistencia inflacionaria se ha reducido.

En el caso argentino es evidente la presencia de quiebres en el valor de largo plazo de la inflación. La inflación fue moderada en los sesenta, alta en los setenta y muy elevada en los ochenta, ambos periodos en los que la política monetaria estuvo fuertemente condicionada por desequilibrios fiscales persistentes, que implicaban una alta dominancia fiscal, limitando el accionar de la política monetaria. Luego de dos episodios hiperinflacionarios a fines de esa década, el país adoptó un régimen de caja de conversión que logró estabilizar de manera bastante permanente la tasa de inflación en niveles reducidos. Durante ese régimen la política monetaria era pasiva y la dinámica inflacionaria estaba principalmente gobernada por factores externos. La Convertibilidad fue abandonada luego de la devaluación del peso a comienzos de 2002, adoptándose un régimen de flotación cambiaria. La devaluación del peso fue seguida de una breve aceleración inflacionaria luego de la cual la inflación volvió a ubicarse en niveles más reducidos, aunque algo más elevados que los que prevalecieron durante la Convertibilidad.

Analizamos la dinámica de la inflación durante este periodo y en particular su persistencia. Utilizando métodos recursivos y las pruebas de cambio estructural desarrollados por Bai y Perron identificamos quiebres en la tasa media de inflación que resultan coincidentes con cambios de régimen: el ingreso a un régimen de alta dominancia fiscal luego del episodio inflacionario de 1975, dominancia que se acentúa luego de la crisis de la deuda en 1982, hasta derivar en dos episodios hiperinflacionarios en 1989 y 1990, la adopción de la Convertibilidad en 1991 y el abandono de ese régimen en enero de 2002, cuando consideramos el periodo de baja inflación separadamente. Dada la presencia de cambios en la tasa media de inflación, diferenciamos esta variable con respecto de esa media que evoluciona según quiebres discretos y calculamos medidas de persistencia inflacionaria. Encontramos que la inflación fue un proceso altamente persistente durante el periodo de alta inflación, cercano a un camino aleatorio. Por el contario, con el descenso de la inflación a partir de la adopción del régimen de Convertibilidad, su persistencia se redujo marcadamente. Luego de la introducción del régimen de flotación administrada y controlando por el episodio inflacionario desatado por la devaluación del peso en 2002, encontramos que la inflación vuelve a mostrar un comportamiento más persistente.

Estos resultados corroboran la importancia de evaluar la presencia de quiebres estructurales al modelar la dinámica inflacionaria y en particular al intentar estimar su persistencia. También confirman que en el caso argentino la persistencia no es una característica intrínseca de la inflación, sino que depende del régimen monetario.

Referencias

Altissimo, F., B. Mojon y P. Zaffaroni (2004), *Fast macro and slow micro: Can aggregation explain the persistence of inflation?*, texto mimeografiado; publicado en ECB, febrero de 2007 (Working Paper Series, núm. 729).

Altissimo, F., B. Mojon y P. Zaffaroni (2006), "Sectoral and Aggregate Inflation Dynamics in the Euro Area", *Journal of the European Economic Association*, vol. 4, núm. 2-3, abril-mayo, pp. 585-593.

Andrews, D. W. K., y H.-Y. Chen (1994), "Approximately Median-Unbiased Estimation of Autoregressive Models", *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 12, núm. 2, pp. 187-204.

Angeloni, I., L. Aucremanne, M. Ehrmann, J. Galí, A. Levin y F. Smets (2006), "New Evidence on Inflation Persistence and Price Stickiness in

the Euro Area: Implications for Macro Modeling", *Journal of the European Economic Association*, vol. 4, núm. 2-3, abril-mayo, pp. 562-574.

Ascari, G., y T. Ropele (2007), *Trend Inflation, Tayor Principle and Indeterminancy,* Kiel Institute for World Economics (Kiel Working Paper, núm. 1332).

Bai, J., y P. Perron (2003), "Computation and Analysis of Multiple Structural Change Models", *Journal of Applied Econometrics*, vol. 18, núm. 1, pp. 1-22.

Basco, E., L. D'Amato y L. Garegnani (2006), *Understanding the money - prices relationship under low and high inflation regimes: Argentina 1977 - 2006,* BCRA (Documento de Trabajo, núm. 11).

Benati, L. (2008), "Investigating Inflation Presistence Across Monetary Regimes", *Quarterly Journal of Economics,* vol. 123, pp. 1005-1060.

Blake, A., y E. Fernández-Corugedo (2006), *Optimal monetary policy with non-zero steady-state inflation,* texto mimeografiado, Bank of England.

Cagan, R. (1956), "The Monetary Dynamics of Hyperinflation", en M. Friedman (ed.), *Studies in the Quantity Theory of Money*, University of Chicago Press, Chicago.

Calvo, G. (1983), "Staggered contracts in a utility maximizing framework", *Journal of Monetary Economics*, vol. 12, pp. 383-398.

Capistrán, C., y M. Ramos-Francia (2006), *Inflation Dynamics in Latin America,* Banco de México, noviembre (Documentos de Investigación, núm. 2006-11).

Castillo, P., A. Humala y V. Tuesta (2006), *Monetary Policy Regime Shifts and Inflation Uncertainty in Peru (1949-2006),* texto mimeografiado, octubre.

Cogley, T., y A. Sbordone (2006), *Trend Inflation and Inflation Persistence in the New Keynesian Phillips Curve,* Federal Reserve Bank of New York (Staff Report, núm. 270).

Cogley, T., G. Primicieri y T. Sargent (2008), *Inflation-Gap Persistence in the U.S.,* NBER (Working Papers, núm. 13749).

De Grauwe, P., y M. Polan (2001), *Is Inflation Always and Everywhere a Monetary Phenomenon?,* CEPR (Discussion Paper, núm. 2841),

Elliott, G., T. J. Rothenberg y J. H. Stock (1996), "Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root", *Econometrica,* vol. 64, pp. 813-836.

Fuhrer, J., y G. Moore (1995), "Inflation Persistence", *Quarterly Journal of Economics,* vol. 110, núm. 1, pp. 127-159.

Fuhrer, J., y G. Moore (2006), "Intrinsic and Inherited Inflation Persistence", *International Journal of Central Banking,* vol. 2, núm. 3, septiembre.

Gabrielli, F., G. McCandless y M. Rouillet (2004), "The Intertemporal Relation Between Money and Prices. Evidence from Argentina", *Cuadernos de Economía*, vol. 41, agosto, pp. 199-215.

Galí, J., y M. Gertler (1999), "Inflation Dynamics: A Structural Econometric Analysis", *Journal of Monetary Economics*, vol. 4, pp. 195-222.

Hamilton, J. D. (1994), *Time Series Analysis*, Princeton University Press.

Heymann, D., y A. Leijonhufvud (1995), *High Inflation,* Clarendon Press, Oxford.

Heymann, D., y F. Navajas (1990), "Conflicto distributivo y déficit fiscal. Notas sobre la experiencia argentina", en J. Arellano (ed.), *Inflación Rebelde en América Latina*, CIEPLAN-Hacchete.

Kiley, M. (2007), "Is Moderate-to-high Inflation Inherently Unstable?", *International Journal of Central Banking*, vol. 3, núm. 2.

Levin, A., y J. Pigier (2004), *Is Inflation Persistence Intrinsic in Industrial Economies?,* ECB (Working Paper, núm. 334).

Marques, R. (2004), *Inflation Persistence: Facts or Artifacts?,* ECB (Working Paper, núm. 371).

McCandless, G. T., y W. E. Weber (1995), "Some Monetary Facts", *Quarterly Review*, Federal Reserve Bank of Minneapolis, vol. 19, pp. 1173-1193.

Roberts, J. (1997), "Is inflation sticky?", *Journal of Monetary Economics,* vol. 39, pp. 179-196.

Rotemberg, J. (1982), "A Monetary Equilibrium Model with Transaction Costs", *Journal of Political Economy,* vol. 92, núm. 1, febrero, pp. 40-58.

Sargent, T. J., W. Noah y T. A. Zha (2006), *The Conquest of South American Inflation,* NBER (Working Paper, núm. 12606).

Sbordone, A. (2007), "Inflation persistence: Alternative interpretations and policy implications", *Journal of Monetary Economics*, vol. 54, núm. 5, julio, pp. 1311-1339.

Taylor, J. B. (1979), "Staggered contracts in a macro model", *American Economic Review*, vol. 69, pp. 108-113.

Taylor, J. B. (1980), "Aggregate dynamics and staggered contracts", *Journal of Political Economy,* vol. 88, pp. 1-23.

Walsh, C. (2003), *Monetary Theory and Policy,* MIT Press, Cambridge, Massachusetts.

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

Juan José Echavarría, Norberto Rodríguez y Luis Eduardo Rojas*

1. INTRODUCCIÓN

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

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

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

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

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

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

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

---

base en un modelo bayesiano, Pivetta y Reis (2007) encuentran que la mayor raíz autorregresiva se encuentra cercana a uno y es relativamente constante en el periodo 1947-2001. De todas formas, como mencionan Altissimo, Ehrmann, y Smets (2006), la revisión de la evidencia empírica internacional sugiere una gran incertidumbre sobre el nivel de persistencia de las series, incertidumbre sobre el valor preciso de los estimadores, sobre la sensibilidad a los periodos y enfoques metodológicos adoptados, e incertidumbre sobre la conveniencia de las distintas mediciones de persistencia. Echavarría, López y Misas (2011) presentan una revisión de la literatura empírica para Estados Unidos y para otros países.

[2] Ver también Levin y Piger (2004).

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

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

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

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

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

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

[5] Svensson (1999) menciona la incertidumbre del modelo (por ejemplo, incertidumbre sobre el valor de la tasa de interés natural o sobre el proceso de suavizamiento de tasas por el banco central) como un factor adicional que crea persistencia, aun cuando la literatura reciente sobre el tema ha concentrado sus esfuerzos en la incertidumbre relacionada con las políticas actuales y futuras de los bancos centrales. Ver, en especial Erceg y Levin (2001) y Kozicky y Tinsley (2005).

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

2. EL MODELO

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

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

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

$$C_t = \beta_{1,S_t} C_{t-1} + \beta_{2,S_t} C_{t-2} + \varepsilon_t, \tag{3}$$

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

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

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

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

[6] Se utilizó como base la rutina disponible en Gauss en ⟨http://www.bepress.com/snde/vol13/iss4/art1/⟩.

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

3. LA PERSISTENCIA DE LA INFLACIÓN TOTAL

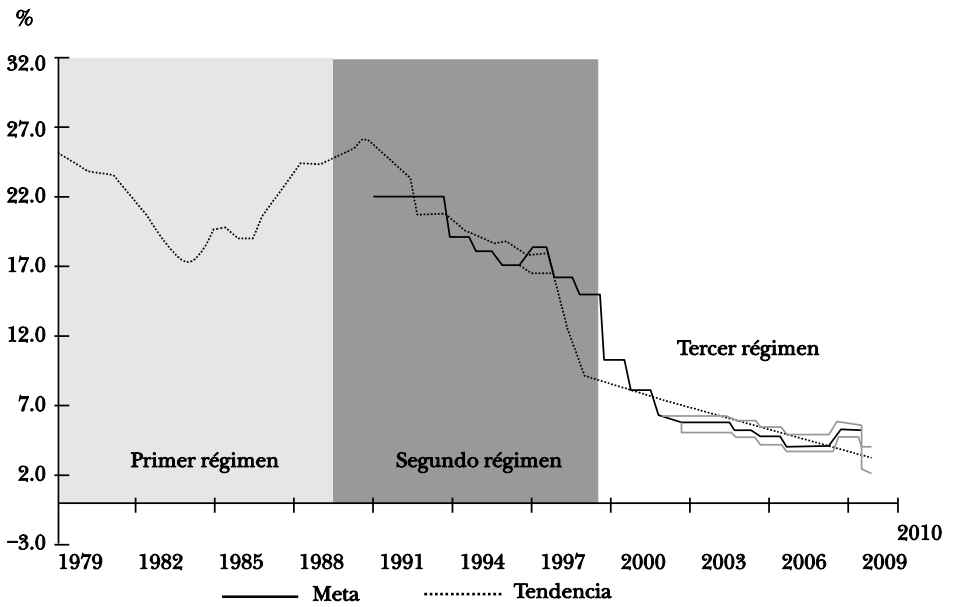
La gráfica I compara la evolución del componente permanente de la inflación (τ) con la meta fijada anualmente por la Junta del Banco de la República. El Banco estableció *metas puntuales* en el periodo comprendido entre 1991 y 2002, y *rangos meta* en los años posteriores. Además, desde 2001 se anunció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

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

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

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

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



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

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

[11] Ocampo (2004), pp. 87-88.

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

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

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

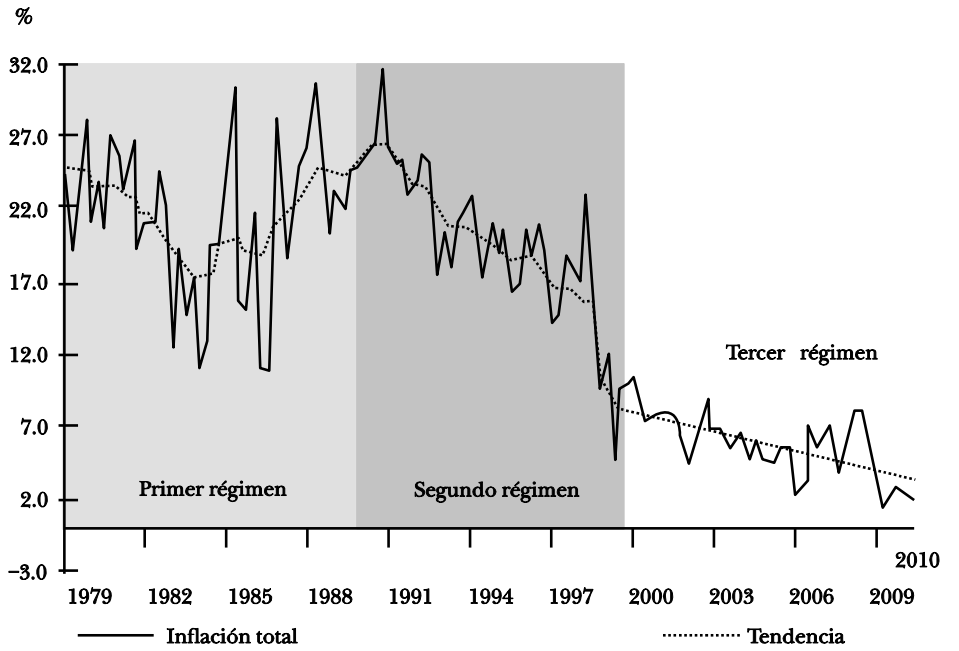
	S = 1 (1979t1-1989t4)	*S = 2 (1989t1-1999t3)*	*S = 3 (1999:t4-2010t2)*
$u_{s,t}$	–0.05	–0.28	–0.13
	(–0.053, –0.036)	(–0.29, –0.27)	(–0.14, –0.12)
$\beta_{1,S}$	0.12	0.11	0.53
	(0.08, 0.15)	(–0.04, 0.19)	(0.40, 0.70)
$\beta_{2,S}$	–0.16	0.05	–0.07
	(–0.19, –0.14)	(–0.03, 0.11)	(–0.23, 0.07)
$\sigma^2_{\eta,S}$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

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

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

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

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



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

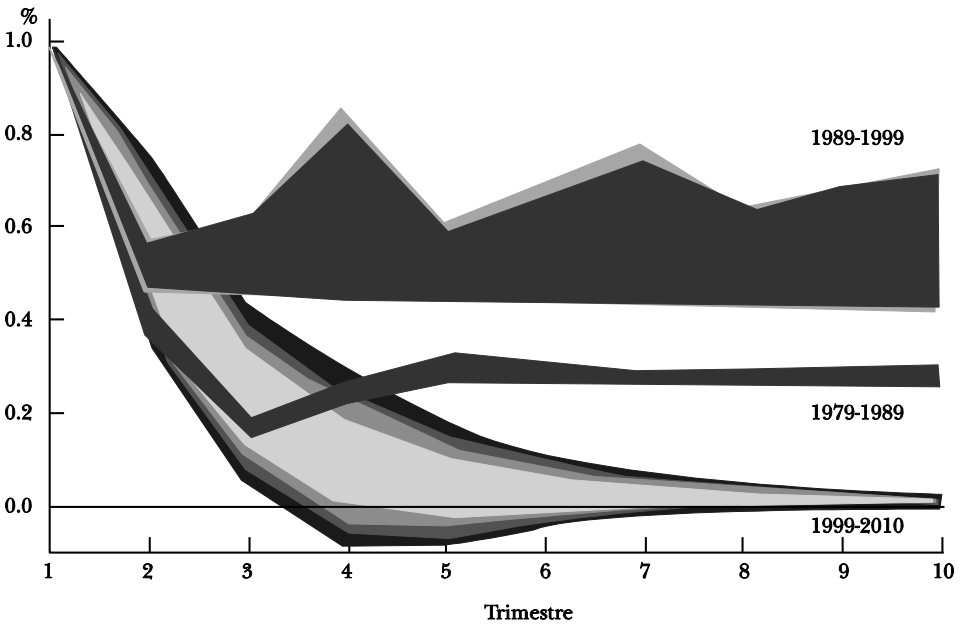
Los resultados también arrojan luz sobre las posibles características de la curva de Phillips en Colombia. Los coeficientes β_1 y β_2 están asociados a

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

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

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

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



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

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

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

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

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

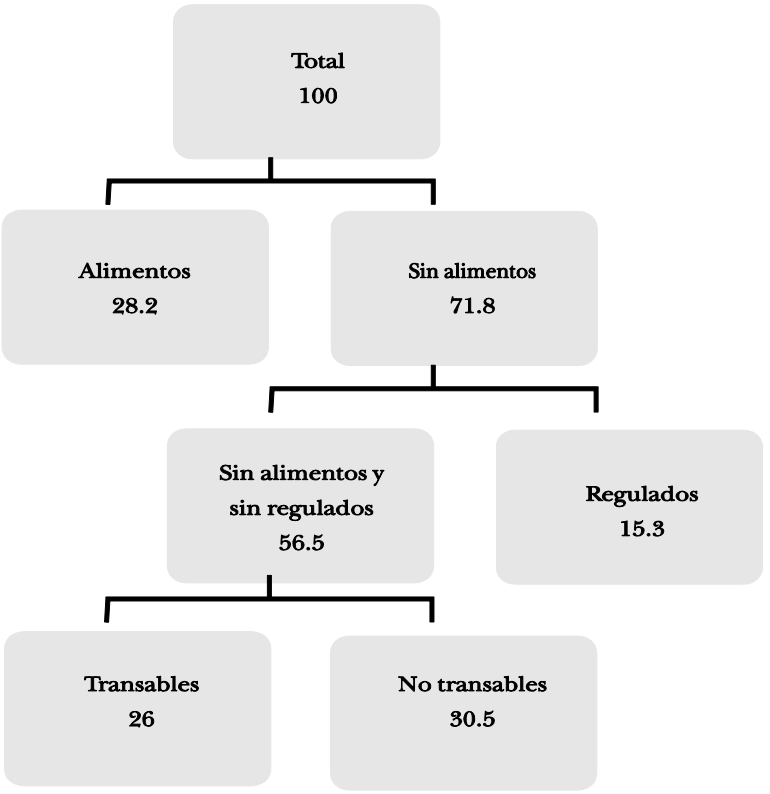
4. LA PERSISTENCIA DE LOS DIFERENTES COMPONENTES DE LA INFLACIÓN TOTAL

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

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

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

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



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

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

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

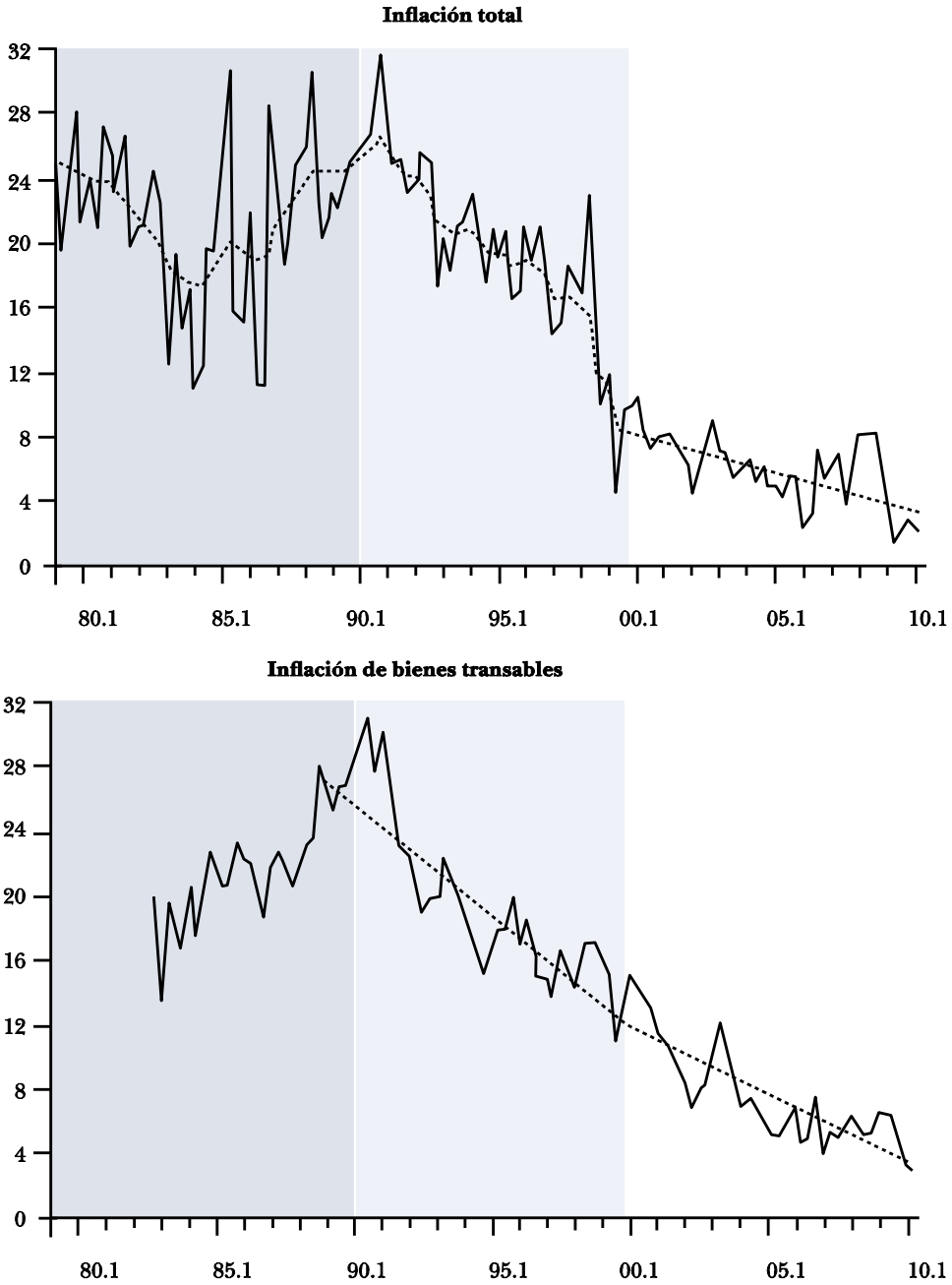
En la mayoría de los casos se observa un cambio en el comportamiento de la serie en 1989 y en 1999, excepción hecha de la inflación de transables, cuyo comportamiento cambia una sola vez a partir de 1989. Además, en el caso de no transables se observa una línea prácticamente horizontal en un nivel cercano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

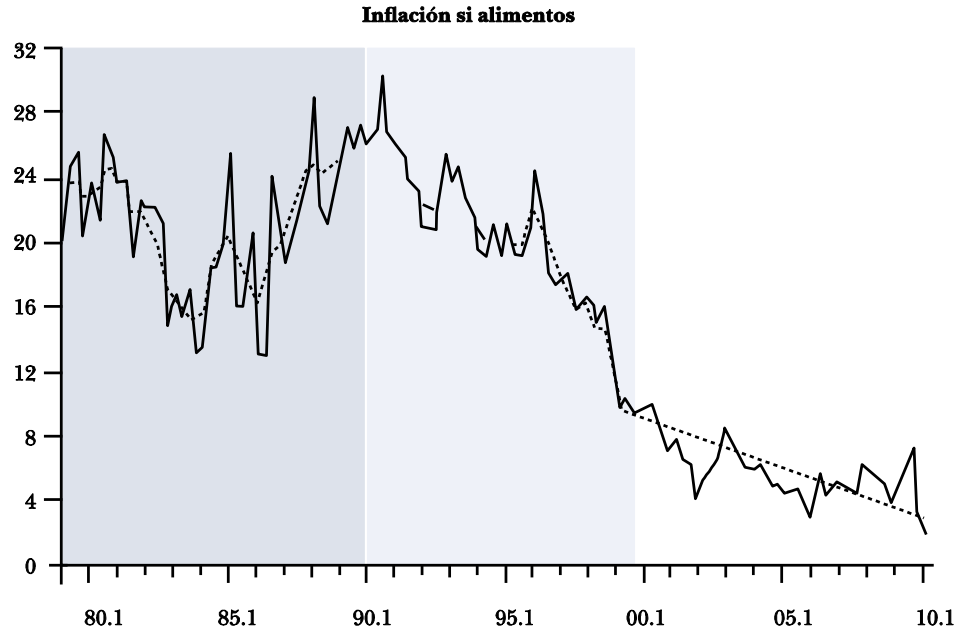
CUADRO 3. INFLACIÓN DE BIENES TRANSABLES, MÁXIMA VEROSIMILITUD (90% DE CONFIANZA)

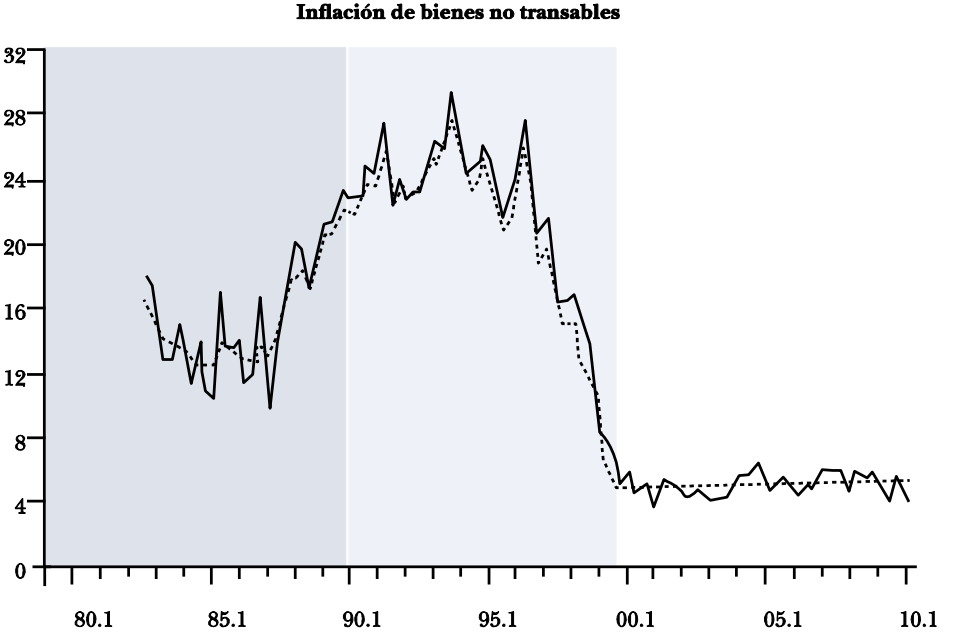
	S = 1 (1979t1-1989t4)	*S = 2 (1989t1-1999t3)*	*S = 3 (1999t4-2010t2)*
$u_{s,t}$	0.27	–0.41	–0.25
	(0.25, 0.29)	(–0.42, –0.40)	(–0.27, –0.24)
$\beta_{1,S}$	–1.33	0.68	0.65
	(–1.38, –1.28)	(0.56, 0.82)	(0.50, 0.84)
$\beta_{2,S}$	–0.72	0.04	0.03
	(–0.75, –0.68)	(–0.10, 0.15)	(–0.17, 0.20)
$\sigma^2_{\eta,S}$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

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

GRÁFICA V. INFLACIÓN Y TENDENCIA PARA DIFERENTES GRUPOS DE PRODUCTOS




Inflación si alimentos
32
28
24
20
16
12
8
4
0
80.1
85.1
90.1
95.1
00.1
05.1
10.1


Inflación de bienes no transables
32
28
24
20
16
12
8
4
0
80.1
85.1
90.1
95.1
00.1
05.1
10.1

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

	S = 1 (1979t1-1989t4)	*S = 2 (1989:t1-1999t3)*	*S = 3 (1999t4-2010t2)*
$u_{s,t}$	0.05	–0.20	0.00
	(0.02, 0.08)	(–0.70, –0.14)	(–0.03, –0.02)
$\beta_{1,S}$	–1.01	0.94	0.04
	(–1.18, –0.26)	(0.60, 1.9)	(–0.26, 0.31)
$\beta_{2,S}$	–0.78	–0.01	–0.01
	(–0.98, –0.30)	(–0.98, 0.20)	(–0.26, 0.25)
$\sigma^2_{\eta,S}$	3.91	3.31	0.00
	(2.69, 4.74)	(0.01, 4.37)	(0.00, 0.01)
$\sigma^2_{\varepsilon,S}$	0.46	0.87	2.50
	(0.01, 2.27)	(0.01, 5.08)	(1.71, 3.40)
$\sigma^2_{\eta,S} / \sigma^2_{\varepsilon,S}$	2.92	1.95	0.00

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

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

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

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

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

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

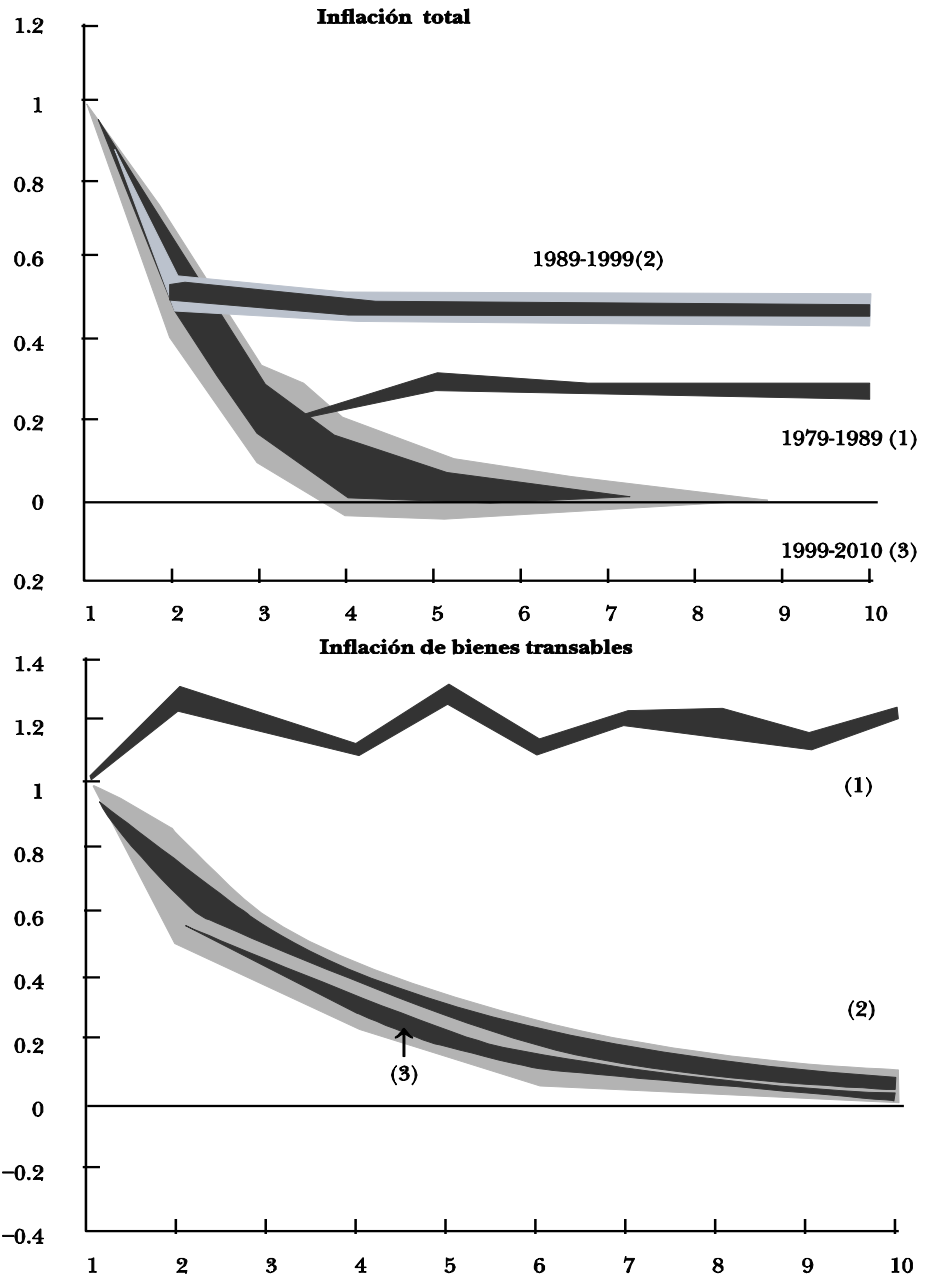
5. CONCLUSIONES

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

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

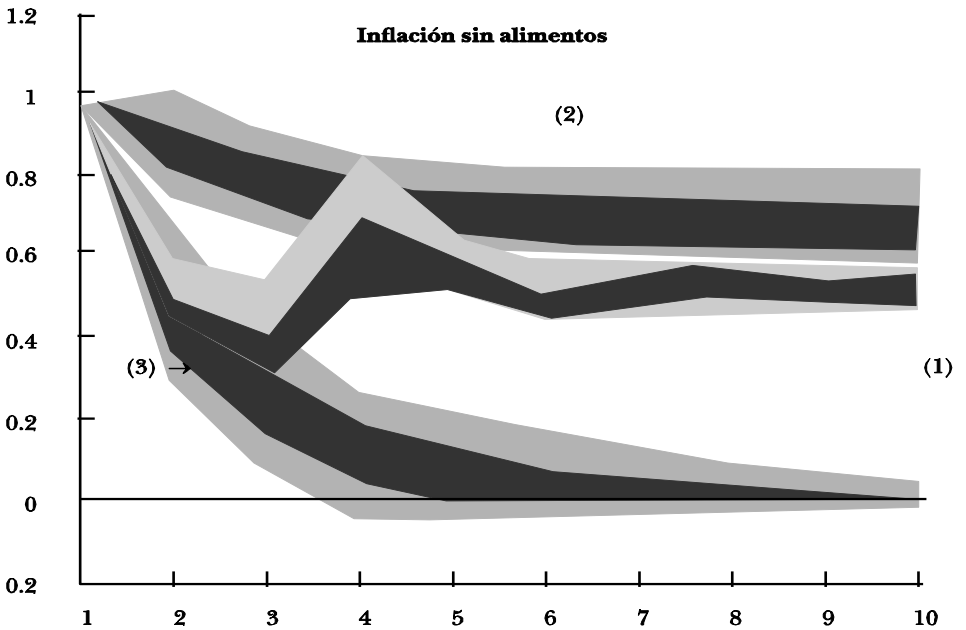
Se muestra que la tendencia de largo plazo estimada sigue las metas de inflación fijadas por el Banco, pero no coincide exactamente con ellas. También se concluye que la persistencia inflacionaria, definida en términos de las funciones impulso-respuesta, se elevó en Colombia entre 1979-1989 y 1989-1999,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

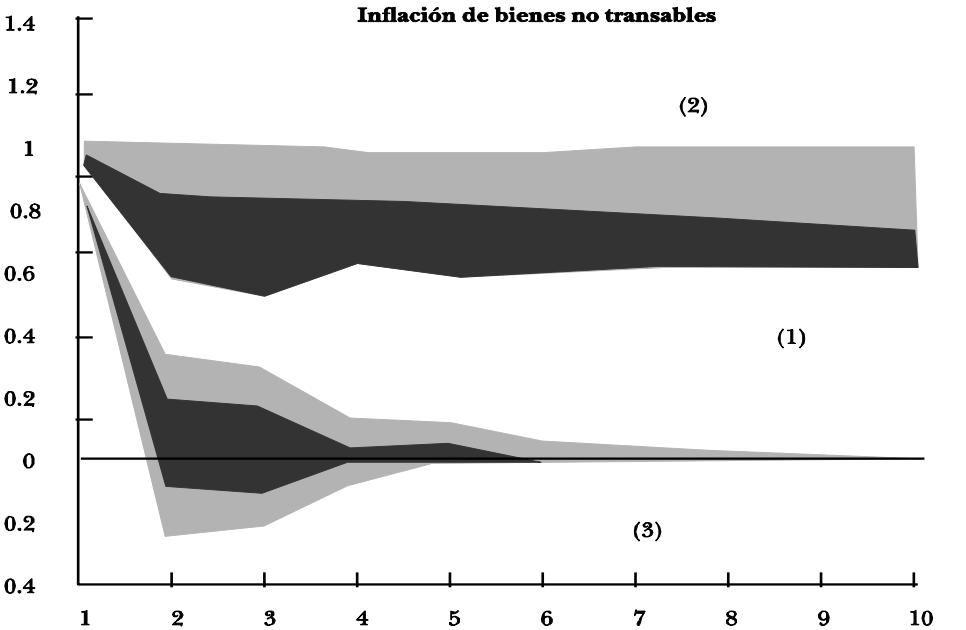
GRÁFICA VI. FUNCIÓN DE IMPULSO-RESPUESTA PARA DIFERENTES GRUPOS DE



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

PRODUCTOS, 1989-2010





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

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

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

Referencias

Altissimo, F., M. Ehrmann y F. Smets (2006), *Inflation Persistence and Price-Setting Behaviour in the Euro Area: A Summary of the Evidence*, European Central Bank (Ocassional Paper Series, núm. 46).

Andrews, D. W. K., y H.-Y. Chen (1994), "Approximately Median-Unbiased Estimation of Autoregressive Models with Applications to U.S. Macroeconomic and Financial Time Series", *Journal of Business and Economic Statiscs*, vol. 12, núm. 2, pp. 187-204.

Atkeson, A., y L. E. Ohanian (2001), "Are Phillips Curves Useful for Forecasting Inflation?", *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, vol. 25, núm. 1, pp. 2-11.

Benati, L. (2008), "Investigating Inflation Persistence Across Monetary Regimes", *Quarterly Journal of Economics*, vol. 123, pp. 1005-1060.

Benati, L. (2008), *Investigating Inflation Persistence Across Monetary Regimes*, European Central Bank (Working Papers Series, núm. 85).

Clarida, R. H., J. Galí, y M. Gertler (2000), "Monetary Policy Rules and Macroeconomic Stability: Evidence and Some Theory", *The Quarterly Journal of Economics*, vol.115, núm. 1, pp. 147-180.

Cogley, T., G. E. Primiceri, y T. J. Sargent (2009), *Inflation-Gap Persistence in the U.S.*, NBER (Working Paper Series, núm. 13749).

Cogley, T., y A. M. Sbordone (2006), *Trend Inflation and Inflation Persistence in the New Keynesian Phillips Curve,* Federal Reserve Bank of New York (Staff Report, núm. 270).

Cogley, T., y A. M. Sbordone (2008), "Trend Inflation, Indexation, and Inflation Persistence in the New Keynesian Phillips Curve", *American Economic Review,* vol. 98, pp. 2101-2126.

Dornbusch, R., y S. Fischer (1991), *Moderate Inflation,* NBER (Working Paper, núm. 3896).

Echavarría, J. J., E. López, y M. Misas (2013), "La persistencia estadística de la inflación en Colombia", en L. D'Amato, E. López E. y M. T. Ramírez (eds.), *Dinámica inflacionaria, persistencia, y formación de precios y salarios,* CEMLA, México (Programa de Investigación Conjunta de la Red de Investigadores de Banca Central del Continente Americano), pp. 139-182.

Erceg, C. J., y A. T. Levin (2001), *Imperfect Credibility and Inflation Persistence,* Federal Reserve Board.

Gómez, J., J. D. Uribe, y H. Vargas (2002), *The Implementation of Inflation Targeting in Colombia,* Banco de la República (Borradores de Economía, núm. 202).

Hamann, F. (2004), *Bienes Transables, No Transables y Regulados en el Modelo de Mecanismos de Transmisión,* texto mimeografiado, Banco de la República.

Hernández, A., y J. Tolosa (2001), *La Política Monetaria en Colombia en la Segunda Mitad de los Años Noventa,* Banco de la República (Borradores de Economía, núm. 172).

Kang, K. H., C.-J. Kim, y J. Morley (2009), "Changes in U.S. Inflation Persistence", *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics,* vol.13, núm. 4, pp. 1-21.

Kozicky, S., y P. A. Tinsley (2005), "Permanent and Transitory Policy Shocks in an Empirical Macro Model with Asymmetric Information", *Journal of Economic Dynamics and Control,* pp. 1985-2015.

Levin, A. T., y J. M. Piger (2004), *Is Inflation Persistence Intrinsic in Industrial Economies?,* European Central Bank (Working Paper, núm. 334).

Mankiw, G. (2001), "The Inexorable and Mysterious Tradeoff between Inflation and Unemployment", *The Economic Journal,* vol. 111, núm. 471, pp. 45-61.

Mishkin, F. S. (2007), "Monetary Policy Strategies for Latin America", en F. S. Mishkin (ed.), *Monetary Policy Strategy,* MIT Press, pp. 279-308.

Ocampo, J. A. (2004), *Entre las Reformas y el Conflicto,* Editorial Norma, Bogotá.

Pivetta, F., y R. Reis (2007), "The Persistence of Inflation in the United States", *Journal of Economic Dynamics & Control*, vol. 31, núm. 4, pp. 1326-1358.

Robalo Marques, C. (2004), *Inflation Persistence: Facts or Artefacts?*, European Central Bank (Working Paper, núm. 371).

Roberts, J. M. (2004), "Monetary Policy and Inflation Dynamics", Federal Reserve Board (FEDS Discussion Paper, núm. 2004-62)

Rotemberg, J. (1982), "A Monetary Equilibrium Model with Transaction Costs", *Journal of Political Economy*, vol. 92, núm. 1, febrero, pp. 40-58.

Shumway, R. H., y D. S. Stoffer (2006), *Time Series Analysis and its Applications with R Examples*, Springer, New York.

Sims, C. A. (2001), "Comment on Sargent and Cogley's Evolving US Positive Inflation Dynamics", *NBER Macroeconomics Annual*, vol. 16, pp. 373-379.

Stock, J. H., y M. W. Watson (2010), *Modeling Inflation after the Crisis*, presentado en el Federal Reserve Bank of Kansas City Symposium, "Macroeconomic Policy: Post-Crisis and Risks Ahead," Jackson Hole, Wyoming, 26-28 de agosto.

Stock, J. H., y M. W. Watson (1999), *Forecasting Inflation*, NBER (Working Paper, núm. 7023).

Stock, J. H., y M. W. Watson (2006), *Why Has U.S. Inflation Become Harder to Forecast?*, NBER (Working Paper, núm. 12324); publicado en *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 39, pp. 3-33.

Svensson, L. E. O. (1999), "Inflation Targeting: Some Extensions", *Scandinavian Journal of Economics*, vol. 101-3, pp. 337-361.

Vargas, H., *et al.* (2009), *Assessing Inflationary Pressures in Colombia*, Banco de la República (Borrradores de Economia, núm. 558).

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

La persistencia estadística de la inflación en Colombia

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

1. INTRODUCCIÓN

La persistencia de la inflación es un concepto asociado al de la inercia en física: entre más inercia presenta un cuerpo, mayor fuerza se requiere para que su aceleración retorne al estado previo de un choque cuando su masa es alta (Fuhrer, 2009). En la misma forma, entre más persistencia inflacionaria, mayor caída del producto y del empleo se requiere para que la inflación regrese al estado anterior. La persistencia alta obliga a las autoridades a actuar anticipadamente para evitar los efectos duraderos de los choques, y a elevar más y durante un periodo más prolongado la tasa de interés para reducir la inflación, mientras que la persistencia baja permite reacciones moderadas a choques de costos y la adopción de programas de rápida desinflación.[1]

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

* J. J. Echavarría S. y E. López E., funcionarios del Banco de la República, Colombia. y M. Misas A., profesora asociada de la Pontificia Universidad Javeriana. Los puntos de vista de este documento no comprometen al Banco de la República ni a su Junta Directiva. Los autores agradecen la colaboración de Leonardo Bonilla M., Andrés Giraldo P., Norberto Rodríguez N. y Luis Eduardo Rojas D.

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

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

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

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

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

Pero la discusión sobre persistencia debe ir más allá y preguntarse por las razones económicas que producen los patrones observados en la *persistencia estadística*. ¿Puede una curva de Phillips microfundamentada producir persistencia inflacionaria cuando existen expectativas racionales? ¿Cuál es la importancia relativa de la curva de Phillips y de la regla de Taylor en la explicación de la persistencia? ¿Cuál es la importancia de la credibilidad de los bancos centrales y de la evolución de las metas de inflación? ¿Qué características de la política monetaria producen persistencia?

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

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

2. FACTORES *ESTRUCTURALES*. UN PROGRAMA DE INVESTIGACIÓN PARA COLOMBIA

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

2.1 Factores estructurales que explican la persistencia

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

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

Curva de Phillips neokeynesiana

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

Curva de Phillips *híbrida*

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

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

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

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 (es decir, un choque en el precio internacional del petróleo) y de demanda; R_t es la tasa de interés nominal y r la tasa de interés real; y ρ es un parámetro de

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

suavización en la fijación de tasas de interés nominales por parte del banco central; el superíndice * indica la meta de la variable, la cual coincide en buena parte de la literatura a su nivel *natural*, de equilibrio o de estado estacionario de largo plazo.[5]

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

Como veremos, no existe persistencia inflacionaria (o es muy baja) cuando la curva de Phillips es como (1), lo cual indica que las rigideces de precios (implícitas en el modelo de Calvo) no explican la persistencia de la inflación.[7] La curva de Phillips alternativa representada en la ecuación (2) es conocida como *híbrida* y adiciona la inflación rezagada π_{t-1}. La evidencia empírica encuentra un peso significativo para dicha variable, aun cuando no es fácil explicar su inclusión a partir de modelos teóricos en que los agentes poseen expectativas racionales.

La ecuación (3) corresponde a la curva IS, y la (4) a una regla de Taylor con suavización de tasas de interés por parte del banco central (Clarida, Galí, y Gertler, 2000). El llamado *principio de Taylor* ($\tau_\pi > 1$) es condición necesaria para la estabilidad del sistema. Significa que cuando la inflación crece, las autoridades deben subir la tasa de interés nominal más que proporcionalmente, lo cual garantiza un incremento en la tasa de interés real, una caída de la brecha del producto (en la IS) y una reducción de la inflación (en la curva de Phillips) a su nivel anterior. El principio de Taylor garantiza que la serie de inflación es $I(0)$ pues las autoridades la obligan a regresar al nivel anterior y el choque desaparece en algún momento.[8]

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

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

[7] Formalmente, en el modelo de Calvo se cumple que $p_t = \theta p_{t-1} + (1-\theta)p_t^*$ donde p_t es el precio óptimo fijado por las firmas que pueden reoptimizar. Existen precios rígidos, con p_{t-1} en el lado derecho.

[8] Formalmente, el *principio de Taylor* garantiza la existencia de un equilibrio estacionario único en el sistema (Walsh, 2004, p. 247). En un trabajo clásico Clarida, Galí, y Gertler

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

Curva de Phillips

$$\pi_t = \pi_{t-1} + \phi_x x_t. \tag{5}$$

IS

$$x_t = -\sigma_r r_t. \tag{6}$$

Regla de Taylor

$$r_t = \tau_\pi \pi_t. \tag{7}$$

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

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

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 (ver abajo). Intuitivamente, para que la persistencia inflacionaria sea baja se requiere que las autoridades incrementen las tasas de interés reales cuando se presenta un choque inflacionario (principio de Taylor, $\tau_\pi > 1$),[9] que ese incremento en las tasas de interés reales reduzca la brecha del producto en (6), lo cual depende de σ_x en la curva IS, y que esta

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

[9] Además, en la sección 2.5 se argumenta que un valor bajo de τ_π (es decir, un valor alto de τ_x) lleva a mayor persistencia por medio de las expectativas cuando estas no son racionales. Un banco central activista, preocupado excesivamente por la brecha del producto puede retardar el proceso de aprendizaje de los agentes e incrementar la persistencia de la inflación. Beechey y Osterholm (2009) plantean algunas de las razones que podrían llevar a las autoridades a un alto τ_x. El peso relativo de nuevos miembros con esa visión en la junta del banco central, presión política, o evidencia empírica sobre costos altos de reducir la inflación.

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

El modelo anterior permite capturar algunos de los rasgos centrales que llevan a la persistencia de la inflación. Fuhrer (1995) plantea un modelo un poco más complejo que, sin embargo, requiere soluciones numéricas, aun cuando varios de los resultados son similares a los del modelo simplificado. El ejercicio también muestra la evolución de la brecha del producto y el coeficiente de sacrificio para diferentes escenarios.[10] Se define como coeficiente de sacrificio al costo que la sociedad debe pagar en términos de producto perdido –desempleo– para reducir en un punto la inflación.

El autor contrasta el nivel de persistencia que producen las curva de Phillips (1) y (2), la regla de Taylor con y sin suavización de tasas de interés, y la regla de Taylor cuando se incrementa el parámetro τ_x (se reduce el parámetro τ_π). En los ejercicios numéricos se supone, adicionalmente, que τ_π =1.5 y τ_x =0.5, un supuesto estándar en las evaluaciones empíricas de la regla de Taylor. Además, asigna igual peso a π_{t-1} y a $E_t\pi_{t+1}$ en la curva de Phillips *híbrida*. Se muestra que la curva de Phillips juega un papel central y que es imposible explicar la persistencia del sistema de ecuaciones sin la inclusión de π_{t-1} en dicha curva.

Muestra también el autor que la curva de Phillips neokeynesiana (1) lleva a una desinflación inmediata, sin persistencia, y a una desinflación con poca persistencia cuando simultáneamente existe suavización en las tasas de interés nominales en la regla de Taylor. Ello sugiere, entonces, que la persistencia en la política monetaria (suavización de tasas) no es suficiente para explicar un valor alto en la persistencia de la inflación.

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

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

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

inflación o los *efectos persistentes* de la política monetaria sobre la producción. Mankiw (2001) hace una analogía con la relación entre el comportamiento del acervo de capital y el de la inversión en los modelos de crecimiento. En el modelo de Calvo (1983), un mayor θ, correspondiente a una mayor rigidez de precios, solo afecta el coeficiente de la brecha del producto en la curva de Phillips.[11] Intuitivamente, cuando las oportunidades para cambiar precios ocurren pocas veces, las firmas dejan de interesarse en la demanda corriente y concentran más su atención en la inflación futura como determinante de la inflación actual. Entonces le conceden poca importancia a la brecha del producto (con ϕ_x) y la curva de Phillips resulta menos empinada.

En segundo lugar, se produce *overshooting* desinflacionario cuando la curva de Phillips es como (1) y, más aún, cuando existe suavización de tasas de interés en la regla de Taylor. Si el banco central sube las tasas de interés para reducir la inflación se produce una brecha negativa en (1) con $\pi_t < E_t\pi_{t+1}$ (no propiamente una desinflación). La única forma para que esto suceda es que la inflación salte hacia abajo inmediatamente, y luego alcance el nivel de largo plazo (0%) desde abajo. La desinflación produce *bonanzas* en algunos subperiodos. Además, en este caso es negativa la correlación entre la inflación y la brecha del producto, un resultado paradójico, pues la desinflación produce *bonanzas* en algunos subperiodos.[12]

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

[11] Se cumple que $\phi_x = \dfrac{(1-\theta)(1-\theta\beta)}{\theta}$. Un mayor θ, correspondiente a mayor rigidez, produce un valor menor ϕ_x. Sbordone (2007) muestra que el coeficiente ϕ_x desciende aún más cuando existen *complementaridades estratégicas* entre firmas. Cogley y Sbordone (2005) también consideran el caso en que el capital no puede ser reasignado instantáneamente entre empresas.

[12] El fenómeno de *overshooting 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 inflación creciente. Ball (1992) y Mankiw (2001) lo explican de manera simple. Si la desinflación anunciada es creíble, las firmas que pueden ajustar sus precios reducirán la magnitud de los incrementos, aún antes de que se reduzca la dinámica de la oferta monetaria. Los balances reales (M/P) crecerán y también el producto.

suavización de tasas de interés[13] y de 0.7 cuando si existe suavización. Por el contrario, para la curva de Phillips *híbrida* se encuentran tasas de sacrificio de 2.0 y de 4.1 (con y sin suavización de tasas), más cercanas a las que se observan en la realidad. Ball (1993), por ejemplo, encuentra una tasa de sacrificio en Alemania de 2.93 y en Estados Unidos de 2.39.[14]

Buena parte de la discusión reciente sobre el tema analiza la importancia de las diferentes componentes en el lado derecho de la ecuación (2). ¿Cuál es el papel de la brecha del producto x_t (persistencia *heredada* o *extrínseca*); de las expectativas de inflación ($E_t\pi_{t-1}$); de π_{t-1} (persistencia *intrínseca*); y de los choques de oferta (persistencia en el *error*)? La conclusión central es que la curva de Phillips *híbrida* juega el papel determinante.

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

— Como se mencionó antes, se muestra que la inercia inflacionaria guarda relación estrecha con la presencia de la variable π_{t-1} en la curva de Phillips (persistencia *intrínseca*). La inflación cae inmediatamente y la inercia inflacionaria es mínima cuando $\phi_{\pi-1} = 1-\beta = 0$ en (2).

— La persistencia *heredada*, proveniente de x_t en la curva de Phillips difícilmente juega un papel importante. El patrón de inflación es relativamente similar cuando varía ϕ_x desde 0.10 hasta 0.025.[15] Además, la volatilidad de los choques de oferta u_t disminuye la persistencia generada por x_t.[16] Finalmente, la persistencia de x_t *no se ha reducido* en el

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

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

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

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

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

- El patrón de inflación es relativamente similar cuando cambia la varianza de u_t (el choque de oferta en la curva de Phillips) desde 0.5 hasta 0.1, o cuando cambia el parámetro σ_{x-1} en la curva IS desde 0.5 hasta 0.
- Las características de la política monetaria difícilmente explican la persistencia inflacionaria observada (ver sección 3.2). Ni siquiera un valor de τ_π igual a cinco en la regla de Taylor logra reducir sensiblemente la persistencia de la inflación.

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

Es difícil explicar la alta *persistencia estadística* de la inflación (un debate en marcha) u obtener un ajuste empírico exitoso en la curva de Phillips si no se incluye π_{t-1}. Así, para el modelo *trípode* (Gordon, 1997), en el cual se adiciona el precio internacional del petróleo a la ecuación (2), la inclusión de π_{t-1} eleva el coeficiente R^2 desde 0.24 hasta 0.74 en el periodo 1966t1-1984t4, desde 0.09 hasta 0.79 en el periodo 1985t1-2008t4, desde 0.39 hasta 0.77 en 1966t1 a 1984t4, y desde 0.16 hasta 0.72 en 1985t1-2008t4 (Fuhrer, 2009). En la misma dirección, Rudd y Whelan (2005) encuentran que solo un pequeño porcentaje del buen ajuste de la curva de Phillips *híbrida* proviene de las expectativas futuras de inflación o de la brecha del producto. Y Estrella y Fuhrer (2002) concluyen que los modelos que incorporan π_{t-1} tienden a ser más estables en el tiempo que aquellos que solo utilizan las expectativas de inflación.[17]

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

No es necesario suponer expectativas adaptativas para explicar la importancia de π_{t-1} en la curva de Phillips. Para algunos autores la importancia de π_{t-1} es espuria, como se desprende del modelo de Calvo con

[17] Ver también Rudebusch (2002).

expectativas racionales pero con metas de inflación diferentes de cero o con funciones de riesgo *(hazard functions)* no aleatorias, mientras que para otros obedece a procesos de aprendizaje y a falta de credibilidad del banco central. Los trabajos empíricos muestran que la importancia de π_{t-1} en la curva de Phillips es baja cuando las expectativas de inflación se encuentran ancladas (Altissimo, Ehrmann y Smets, 2006). Por la misma razón parece ser hoy menor el impacto de otros choques diferentes a la brecha del producto Mishkin (2007).

2.3 Modificaciones al modelo de Calvo (con expectativas racionales)

2.3.1 Meta de inflación diferente de cero

Para algunos autores no es necesario sacrificar la hipótesis de expectativas racionales ni las implicaciones de política a que conduce la curva de Phillips microfundamentada (1). Basta con eliminar el supuesto de que la meta de inflación es igual a cero para producir la curva de Phillips alternativa representada en (9).[18]

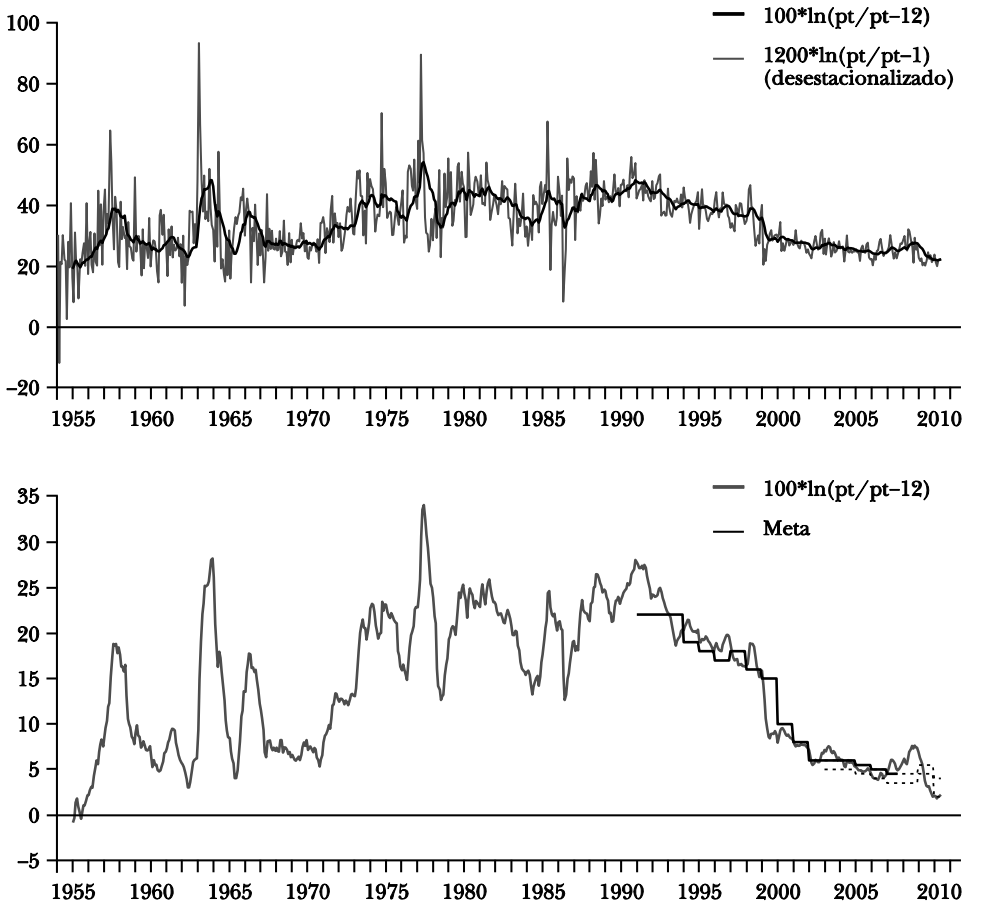
$$\hat{\pi}_t = \phi_{\pi_{-1},t}(\hat{\pi}_{t-1} - \hat{g}_t^{\pi^*}) + \phi_{x,t}\hat{x}_t + \phi_{\pi_{+1},t}\tilde{E}_t\hat{\pi}_{t+1} + b_{\pi_{+j}}\tilde{E}_t\sum_{j=2}^{\infty}\phi_t^{j-1}\hat{\pi}_{+j} + u_t \,. \tag{9}$$

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 $\phi_{\pi_{-1},t} = 1$ (indexación completa). El supuesto de meta de inflación igual a cero es aún menos apropiado para un país como Colombia que para Estados Unidos o Europa. Como se ilustra en la gráfica I las metas de inflación en Colombia han sido elevadas y solo se han reducido muy gradualmente.

La ecuación (9) presenta tres características radicalmente diferentes a la ecuación (1). En primer lugar, los coeficientes son ahora variables en el

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

GRÁFICA I. INFLACIÓN, 1955-2010



tiempo, aún para parámetros fundamentales constantes en el modelo de Calvo. En segundo lugar, el parámetro $\phi_{x,t}$ es bajo (la tasa de sacrificio es alta) cuando la meta de inflación es alta. En otras palabras, una meta de inflación alta hace más costoso reducir la inflación, y podría inducir a las autoridades a no hacerlo. Finalmente, el valor esperado de la inflación futura en (9) podría estar correlacionado con π_{t-1}, por lo que la inclusión *exitosa* de esta última variable en las estimaciones empíricas podría ser errónea (obedece a variables omitidas). Altissimo, Ehrmann, y Smets (2006); y Cogley y Sbordone (2006) muestran, en efecto, que la persistencia *intrínseca* (debida a π_{t-1}) es moderada cuando se incluyen los valores de largo plazo de la inflación. Por todo lo anterior, la curva de Phillips microfundamentada

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

2.3.2 Funciones de riesgo variables

El modelo de Calvo asume que los cambios en precios son aleatorios, pero Goodfriend y King (1997) y Wolman (1999) trabajan con un supuesto más realista según el cual la probabilidad de cambios en precios es mayor cuando ha transcurrido un periodo largo sin cambios. Woodford (2007) muestra que en este caso se llega a la siguiente ecuación para la curva de Phillips:

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

Donde $0 < \gamma < 1$ para el caso de una función de riesgo creciente ($\gamma = 0$ en el modelo de Calvo). Nuevamente, la relevancia de la variable π_{t-1} es espuria, y la política monetaria óptima coincide con la que se deriva de la curva de Phillips microfundamentada (1).[19]

2.4 Procesos de aprendizaje

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

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

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

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

De otra parte, Galí y Gertler (2000) justifican la inclusión de π_{t-1} en la curva de Phillips asumiendo que las firmas que aleatoriamente deciden reoptimizar sus precios en el modelo de Calvo (1983) siguen una regla discrecional, con precios que representan un promedio ponderado de los precios óptimos fijados en el periodo anterior más un ajuste por la inflación pasada.

Desviaciones pequeñas con respecto al supuesto de expectativas racionales pueden cambiar drásticamente los resultados del modelo. Angeloni, *et al.* (2005) señalan dos ejemplos: la información imperfecta sobre las características del choque (por ejemplo, temporal versus permanente) pueden producir persistencia y una respuesta gradual de los agentes; algo similar sucede cuando existen procesos de aprendizaje de los agentes y las autoridades los obstaculizan al preferir un alto valor de τ_x (o un bajo valor de τ_π) en la regla de Taylor.[21] Collard y Dellas (2004), Erceg y Levin (2001) y Milani (2005) incorporan dinámicas de aprendizaje, con diferencias transitorias con el modelo de expectativas racionales. Nuevamente, como en casos anteriores, la importancia del coeficiente π_{t-1} en la estimación empírica de la curva de Phillips es espuria, y se debe a la correlación entre la inflación rezagada y las proyecciones *no racionales-subjetivas* de inflación.

2.5 Credibilidad del banco central

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

Se supone en los modelos anteriores que los agentes que toman decisiones sobre precios conocen que el banco central está determinado a contraer la demanda para reducir la tasa de la inflación y continuará comprometido a hacerlo. Si los agentes esperan que la tasa de interés

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

[21] Ver también Orphanides y Williams (2005).

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

Por ello, Fuhrer (1995) considera la inercia proveniente de la credibilidad imperfecta del banco central, como un tercer factor de persistencia, además de la inercia proveniente de contratos de precios y salarios, o de un ajuste lento en las expectativas. Simplemente, los agentes no creen que el banco central lleve a cabo la política económica requerida para bajar la inflación. Erceg y Levin (2001), por ejemplo, muestran que el aprendizaje de los agentes sobre las metas de inflación del banco central pueden explicar la desinflación gradual observada en la era Volcker. Mishkin (2007) asocia el alto valor de la inflación de largo plazo (tendencia inflacionaria) observado antes de Volcker con una manifestación de expectativas de largo plazo desancladas.

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

3. *PERSISTENCIA ESTADÍSTICA.* METODOLOGÍA Y EVIDENCIA EMPÍRICA INTERNACIONAL

La literatura sobre la medición de la persistencia suele dividirse en dos grandes grupos. Un primer grupo investiga el nivel de integración de las series, mientras que el segundo considera la evolución de las diferentes medidas de persistencia propias de modelos autorregresivos válidos para series $I(0)$. La sección 3.1 sugiere que la suma de los coeficientes autorregresivos y las funciones de impulso-respuesta constituyen las *mejores* medidas en series $I(0)$. La sección 3.2 presenta la evidencia empírica internacional para diferentes indicadores. La persistencia de la inflación cae cuando las expectativas de inflación logran ser ancladas por el régimen monetario (es decir, el patrón oro o el esquema de inflación objetivo), pero aún se discute si los niveles de persistencia en todos los países desarrollados son menores hoy que en el pasado.

3.1 Metodologías de medición

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

Un primer paso en la determinación de la persistencia estadística consiste en establecer el nivel de integración de la serie de inflación, un área cuyos resultados no han sido concluyentes en la literatura internacional. Buena parte de esa literatura encuentra que las series de largo plazo son $I(1)$, aun cuando se rechaza más frecuentemente la raíz unitaria cuando se estudian periodos cortos y recientes. Una serie $I(1)$ que se convierte luego en $I(0)$ indica que el proceso inflacionario pasa a ser menos persistente, pues ahora el choque desaparece en algún momento del tiempo.

Para algunos autores, la raíz unitaria observada en las series de largo plazo no se debe tanto a la persistencia de la inflación como a la persistencia de las metas implícitas o fijadas por los bancos centrales. Stock y Watson (2006), por ejemplo, proponen descomponer la inflación observada en sus componentes permanente y transitorio, cada uno de ellos con su propia varianza cambiante en el tiempo. El componente permanente, a su vez, es asociado con metas implícitas o explícitas de inflación.[22]

Para otros, las series no son $I(1)$ ni $I(0)$, y más bien presentan niveles de integración fraccionales intermedios.[23] Ello, a su vez, podría explicar los resultados divergentes observados en la práctica cuando solo se consideran las dos posibilidades extremas. También podría explicar por qué la serie de inflación en Estados Unidos resulta $I(1)$ cuando se utiliza un

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

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

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

Solo cuando la serie no es $I(1)$ tiene sentido preguntarse por el nivel y las variaciones en indicadores tales como el coeficiente de autocorrelación, la mayor raíz autorregresiva, la vida media, la suma de coeficientes autorregresivos o la función de impulso-respuesta. La literatura tiende a favorecer como indicadores de persistencia la suma de los coeficientes autorregresivos, y la función impulso-respuesta, los dos indicadores utilizados en la evaluación empírica del caso colombiano en la sección 4.

Se tiende a favorecer la suma de coeficientes, pues no parece conveniente descartar la información provista por otras raíces o rezagos. Todo lo demás igual, un proceso AR(2) con raíces 0.9 y 0.8 es más persistente que un proceso AR(2) con raíces 0.9 y 0.1.[26] También se favorece la función impulso-respuesta, pues esta puede discriminar entre un proceso con raíz unitaria sujeto a variaciones permanentes y otro sujeto a variaciones transitorias (algo que no sucede, por ejemplo, con la raíz máxima autorregresiva).[27] Los dos *mejores* indicadores están relacionados: la suma de los coeficientes autorregresivos es el indicador recomendado por Andrews y Chen (1994), en parte porque aproxima la función de impulso-respuesta de largo plazo ante un choque unitario. La vida media ha sido utilizada ampliamente en la evaluación de la paridad del poder adquisitivo (PPA), pero presenta innumerables problemas como indicador de persistencia. Entre otras razones, no se cuenta con un conjunto amplio de estudios sobre las características estadísticas de su distribución.

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

[25] Además, Hassler y Wolters (2010) argumentan que en presencia de integración fraccional la prueba de Dickey y Fuller aumentada (1979) tiene bajo poder para rechazar la hipótesis de que la serie es $I(1)$. Además, si existe integración fraccional, es posible que las pruebas de raíz unitaria y las medidas de persistencia basadas en modelos AR lleguen a conclusiones divergentes (Kumar y Okimoto, 2007).

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

[27] Ver Kang, Kim, y Morley (2009).

Stock y Watson (2006) proponen una medida diferente de persistencia inflacionaria,[28] basada en el coeficiente R^2 de los pronósticos a diferentes plazos del modelo utilizado. A manera de ejemplo, para 1960-2006 encuentran que el coeficiente R^2 de su modelo de componentes transitorio y permanente (ver página 15) pasó del 90% en los setenta y ochenta, a cerca del 50% desde los ochenta hasta el final de la muestra, lo que sugiere menor persistencia. Para cuatro trimestres adelante el coeficiente R^2 pasó del 50%-75% en el primer periodo al 15% en el segundo; y para ocho trimestres delante del 20%-35% al 10 por ciento.

3.2 Evidencia empírica internacional

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

3.2.1 Nivel de integración de la inflación

Las series de inflación originales (es decir, sin considerar quiebres estructurales) en la posguerra parecen poseer raíz unitaria. Fuhrer (2009), por ejemplo, muestra que la prueba de Dickey y Fuller (1979) (ADF aumentado) no permite rechazar la hipótesis de raíz unitaria en 1966-2008 para ninguno de los tres índices de precios utilizados.[30] Por otro lado, con base en el intervalo de confianza para la mayor raíz unitaria, Stock y Watson (2006) no rechazan la hipótesis de raíz unitaria para los periodos 1960-1983 o 1984-2004. Con una metodología similar (incluyendo *priors*

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

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

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

bayesianos) tampoco lo hacen Pivetta y Reis (2007), para quienes la inflación en Estados Unidos puede asociarse a un proceso con raíz unitaria constante. Levin y Piger (2004), cuadro 1, encuentran para Estados Unidos que tres de las cuatro series de precios consideradas son $I(1)$ entre 1984 y 2003.[31] Tampoco rechazan la hipótesis de raíz unitaria los trabajos relativamente recientes de Bai y Ng (2004) y Henry y Shields (2004), ni un subconjunto amplio de los documentos reseñados en Murray, Nikolsko-Rzhevskyy y Papell (2008), cuadro 1.

En la misma dirección, para el periodo 1980m1-2006m6, Capistrán y Ramos-Francia (2007) encuentran que la serie de inflación es $I(1)$ en siete de los diez mayores países de América Latina, y que solo se rechaza al 5% la hipótesis de raíz unitaria para Chile, Perú y Venezuela.

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

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

3.2.2 Nivel de integración de la serie incorporando cambios estructurales

Cuando incorporan cambios estructurales en las series en 1984-2003 Levin y Piger (2004) descartan la hipótesis de raíz unitaria en los cuatro índices de inflación considerados, con un choque inflacionario que desaparece en unos pocos trimestres en la mayoría de los casos. Este resultado contrasta con la raíz unitaria que se halla para tres de ellas cuando no se consideran cambios estructurales (ver arriba). Los autores anotan que los cambios estructurales ocurren en la media de la inflación y no en los coeficientes autorregresivos.

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

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

				ERS				*NG-PERON*								
		Rezagos AIC		*DF_GLS*		*PT*		*MZA*		*MCB*		*MSB*		*MPT*		*KPSS (Newey-*
Variable	*Modelo*	*lMAIC*	*ADF*	*AIC*	*MAIC*	*AIC*	*MAIC*	*AIC*	*MAIC*	*AIC*	*MAIC*	*AIC*	*MAIC*	*AIC*	*MAIC*	*West)*
							Periodo, 1960m8-2010m6									
		12		−3.563	−3.563	4.05	4.05	−23.32	−23.32	−3.39	−3.39	0.145	0.145	4.04	4.04	0.628
PI	CT	12		Vc:	Vc:	Vc:	Vc:	Vc:	Vc:	Vc:	Vc:	Vc:	Vc:	Vc:	Vc:	Vc:
				−1.61	−1.61	6.89	6.89	−14.2	−14.2	−2.62	−2.62	0.18	0.18	0.18	0.18	0.12
		12	−3.28	−3.038	−3.038	1.603	1.603	−18.00	−18.00	−2.90	−2.90	0.161	0.161	1.706	1.706	0.75
PI	C	12	Vc:	Vc:	Vc:	Vc:	Vc:	Vc:	Vc:	Vc:	Vc:	Vc:	Vc:	Vc:	Vc:	Vc:
			2.56	1.61	1.61	4.48	4.48	−5.7	−5.7	−1.62	−1.62	0.27	0.27	4.45	4.45	0.34
							Periodo, 1980m1-2009m12									
		12	−2.77	−2.76	−2.76	7.12	7.12	−12.73	−12.73	−2.52	−2.52	0.197	0.197	7.16	7.16	0.388
PI	CT	12	Vc:	Vc:	Vc:	Vc:	Vc:	Vc:	Vc:	Vc:	Vc:	Vc:	Vc:	Vc:	Vc:	Vc:
			−3.13	−2.59	−2.59	6.88	6.88	−14.2	−14.2	−2.62	−2.62	0.19	0.19	6.67	6.67	0.12
							Periodo, 1990m1-2010m6									
		12	−3.45	−3.47	−3.47	4.40	4.40	−20.57	−20.57	−3.20	−3.20	0.16	0.16	4.48	4.48	0.36
PI	CT	12	Vc:	Vc:	Vc:	Vc:	Vc:	Vc:	Vc:	Vc:	Vc:	Vc:	Vc:	Vc:	Vc:	Vc:
			3.13	−2.63	−2.63	6.86	6.86	−14.2	−14.2	−2.62	−2.62	0.19	0.19	6.67	6.67	0.12

Utilizando información del periodo 1948-1999, Kim (2000) presenta evidencia de que la serie de inflación en Estados Unidos pasó de ser *I*(0) antes de 1973 a *I*(1) en los años posteriores. Con información para el periodo 1959-2000, Leybourne *et al.* (2003) presenta evidencia de que la inflación pasó de tener raíz unitaria antes de 1982 a ser estacionaria en los años posteriores.

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

3.2.3 Suma de coeficientes autorregresivos

Como sucedía para el nivel de integración, las medidas de persistencia para series *I*(0) se reducen sensiblemente cuando se consideran cambios estructurales. Altissimo, Ehrmann, y Smets (2006), cuadro 3.1, por ejemplo, comparan la suma de los coeficientes autorregresivos para estudios con series de tiempo largas, cuya media es cercana a 0.9, con los de otros estudios que consideran periodos cortos de tiempo o cambios en la media, cuya media es cercana a 0.6.

Por otra parte, la persistencia parece ser baja cuando se cuenta con un ancla monetaria bien establecida. Así, Benati (2008) encuentra que la persistencia inflacionaria ha sido reducida bajo el patrón oro, con la adopción del euro por parte de algunos países de la Comunidad Europea, y con la adopción del régimen de inflación objetivo en el Reino Unido, en Canadá y en Australia.

Sin embargo, existe una enorme polémica sobre la existencia (o no) de menor persistencia inflacionaria en las décadas recientes, presumiblemente como consecuencia de los cambios en la política monetaria. Por un lado, Brainard y Perry (2000), Taylor (2000), y Kim, Nelson y Piger (2001) encuentran que la persistencia inflacionaria en la era Volcker-Greenspan ha sido sustancialmente menor que en los decenios previos. Resultados similares obtienen Evans y Wachtel (1993), y Kang, Kim y Morley (2009) con base en estimaciones de *Markov-switching*. Fuhrer (2009) y

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

Por otro lado, sin embargo, buena parte de los demás trabajos llegan a conclusiones opuestas. Benati (2008), cuadros 7 y 8, presenta quizá la investigación más exhaustiva sobre el comportamiento de la persistencia inflacionaria en Estados Unidos desde el periodo colonial. El autor no encuentra un cambio significativo en la suma de coeficientes autorregresivos entre el periodo denominado de *alta inflación* con el periodo de estabilización posterior a Volker.[33] Para 12 países industrializados en el periodo 1984-2003 (y cuatro índices de precios) Levin y Piger (2004) hallan cambios importantes en la media, pero no en la suma de coeficientes autorregresivos. O'Reilly y Whelan (2004) no descubren cambios significativos para la zona del euro como un todo, y concluyen que la suma de coeficientes autorregresivos es cercana a uno,[34] y Batini (2002) no encuentra cambios significativos en la persistencia cuando considera diferentes países de Europa. Como se mencionó antes, las estimaciones de la mayor raíz autorregresiva efectuadas por Pivetta y Reis (2007), y por Stock y Watson (2006) tampoco detectan cambios significativos.

Para los diez mayores países de América Latina, Capistrán y Ramos-Francia (2007) encuentran que la suma de coeficientes autorregresivos presenta entre enero de 1980 y junio de 2006 valores altos en Uruguay y Venezuela, medianos en Argentina, Brasil, Colombia y Ecuador, y bajos en Chile, México y Perú (con resultados mixtos en Bolivia). Pero, nuevamente,

[32] Según Fuhrer (2009), para el índice de precios al consumidor el indicador pasó de 0.89 en 1966-2008 a valores cercanos a cero en 1995-2008 (el descenso es menor para el deflactor del PIB, y aún menor para los indicadores de inflación básica). También se encuentra evidencia de cambios significativos en persistencia para otros indicadores. El coeficiente de autocorrelación pasó de un promedio de 0.5 en los setenta, a 0.8 en 1975-1995, y a valores cercanos a cero en los últimos años. Los autocorrelogramas indican reducciones importantes, con valores que oscilan entre 0.7 y 0.5 para los tres primeros rezagos en el periodo 1966-1984, y valores cercanos a 0.3 en 1985-2008 (las reducciones en persistencia no son tan claras cuando se consideran indicadores de inflación básica).

[33] No se encuentran cambios significativos en la persistencia para el deflactor del PIB, para el deflactor del PNB, o para el denominado PCE; sólo se presenta un cambio significativo para el índice de precios al consumidor.

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

algunos de los resultados varían cuando se consideran los cambios en la media, en cuyo caso se encuentran niveles de persistencia relativamente bajos (frente a los niveles históricos) en al menos cinco de los diez países analizados (Argentina, Brasil, Ecuador, México y Perú); no se encuentran descensos significativos en Chile, Colombia y Venezuela; con incrementos en Uruguay y resultados mixtos en Bolivia. Los factores idiosincrásicos dominan, especialmente en Bolivia y en México, y poco en Chile, Perú y Uruguay.[35]

Según los autores, Colombia presenta uno de los mayores coeficientes de autocorrelación para la inflación en niveles, tanto para el periodo completo (0.91), 1980-1989 (0.90), 1990-1999 (0.92) y 2000-2006 (0.85). Los resultados son más favorables (menos persistencia) en términos relativos cuando se considera la suma de los coeficientes autorregresivos, con valores de 0.79 (periodo completo), 0.59 (1980-1989), 0.62 (1990-1999) y 0.67 (2000-2006) cuando no se consideran quiebres, y de 0.58 (muestra total), 0.58 (1980-1989), 0.58 (1990-1999) y 0.68 (2000-2006) al incluir quiebres.

3.2.4 Modelo de Markov de cambio de régimen

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

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

[35] Factores *comunes* de todas formas explican entre un 15% y un 30% (dependiendo de la metodología) de las variaciones en persistencia en los distintos países. Los autores sugieren que en los ochenta la dominancia fiscal fue un fenómeno relativamente común en todos los países de la región. El comportamiento favorable de la inflación en la última década posiblemente obedece al impacto de la globalización y de políticas adecuadas (Rogoff, 2003).

régimen, y la frecuencia de cambio de expectativas racionales por parte de los agentes privados, suponiendo que estos forman sus expectativas mediante sencillas reglas. Si la inflación es altamente persistente, entonces, la regla de formación de expectativas inflacionarias por parte de los agentes privados no cambiará con frecuencia. El supuesto de cambios relativamente abruptos es de particular relevancia debido a que la persistencia inflacionaria quizás está atada a cambios en el régimen monetario y a la reputación del banco central.[36] Murray, Nikolsko-Rzhevskyy y Papell (2008), consideran la metodología Markov-switching y encuentran que la inflación presenta una raíz unitaria en la mayoría de años comprendidos entre 1967 y 1981, y es estacionaria antes de 1967 y después de 1981.[37]

3.2.5 Metas de inflación

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

Como ya se mencionó, Stock y Watson (2006) consideran que la inflación observada resulta de la suma de un componente permanente, modelado como un camino aleatorio, con raíz unitaria, y asociado con la meta de inflación implícita en Estados Unidos, y un componente transitorio. Los autores encuentran que la reducción de la varianza de la inflación observada en los últimos años se debe a la reducción en la varianza de ese componente permanente. En la misma dirección, Cogley, Primiceri, y Sargent (2009) encuentran una reducción marcada de la persistencia de $\pi - \pi^*$, siendo π^* la meta de inflación, y Kang, Kim y Morley (2009) encuentran que $\pi - \pi^*$ es estacionario en el periodo completo 1959t1-2006t2.

4. PERSISTENCIA ESTADÍSTICA EN COLOMBIA

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

[36] Ver Cogley y Sbordone (2005), Benati (2008) y Kang, Kim, y Morley (2009).
[37] También Evans y Wachtel (1993).

análisis posterior sobre el comportamiento y dinámica de las variables *estructurales* que la determinan, con preguntas sobre la IS, la regla de Taylor y la curva de Phillips (principalmente) que los autores abordarán en el futuro.

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

En las secciones 4.1-2 se evalúa el orden de integración de la inflación total en Colombia,[38] para lo cual se consideran los periodos comprendidos entre: *i)* 1960m8-2010m6; *ii)* 1980m1-2010m6; y *iii)* 1990m1-2010m6. La evidencia de un comportamiento estacionario de la serie durante el último periodo permite examinar si esta es gobernada (o no) por un proceso autorregresivo Markov-*switching;* es decir, si la inflación exhibe en dicho periodo diferentes estados de la naturaleza. Se encuentran dos regímenes: el *régimen anterior*, comprendido entre 1990m1 y 2000m1, y el *régimen actual* entre 2000m2 y 2010m6, y se investiga el comportamiento de la suma de los coeficientes autorregresivos y la función impulso-respuesta en cada uno de ellos. La sección 4.3 considera el comportamiento de la brecha entre la inflación y la meta ($\pi_t - \pi_t^*$, en lugar de π_t), y construye una medida de persistencia cambiante en el tiempo con base en la combinación de un filtro de Kalman y un procedimiento de optimización no lineal.

4.1 Examen del orden de integración de las series

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

[38] Se utiliza la inflación mensual anualizada $1{,}200 * \ln(P_t/P_{t-1})$ donde P_t es el IPC desestacionalizado. La desestacionalización se lleva a cabo mediante el procedimiento X11. Esta serie difiere de aquella utilizada en las discusiones de política económica en Colombia, definida como $100*\ln(P_t/P_{t-12})$, la cual suaviza los choques que duran menos de 12 meses y muestra por tanto mayor persistencia (Paya, Duarte y Holden, 2010).

esperar, la primera serie exhibe mayor volatilidad pues la segunda suaviza aquellos choques que se diluyen en menos de un año. En la parte inferior de la gráfica se presenta nuevamente la inflación anual, y la meta de inflación establecida por el banco central cada año. De acuerdo con la ley del Banco, este propende por el cumplimiento de la meta de inflación en diciembre, establecida en noviembre del año anterior. Así, la meta fijada para 1991 fue 22%, pero no se cumplió pues la inflación observada en diciembre de dicho año fue 23.8%. La Junta Directiva estableció *metas puntuales* en el periodo comprendido entre 1991 y 2002, y *rangos meta* en los años posteriores. Además, desde 2001 anunció un *rango meta de largo plazo* del 3% más o menos un punto porcentual.

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

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

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

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

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

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

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

Es de recordar que, el hecho de que una serie sea $I(0)$ implica que todo choque se diluye a través del tiempo. Una variable $I(1)$ será persistente, lo cual significa que los choques que la afecten tendrán efectos duraderos, que evitarán que la serie retorne a un nivel previamente definido. Se ha observado recientemente que las variables macroeconómicas –como la tasa de inflación– pueden tener rasgos de estacionaridad o no estacionaridad dentro de periodos específicos. De esa forma, algunas series pueden pasar de comportamientos $I(0)$ a $I(1)$ o viceversa. Hay un importante

[41] Se mencionó en la sección 3.2 que Stock y Watson (2006) y Cogley, Primiceri, y Sargent (2009), entre otros, consideran una estrategia diferente. Según estos autores, la serie de inflación puede ser $I(1)$ (algunas de las pruebas estadísticas no permiten descartar dicha hipótesis para Estados Unidos) gracias a la influencia de las metas de largo plazo que implícita o explícitamente adopta el banco central. Por ello los autores proponen analizar las propiedades estadísticas del diferencial entre la inflación y la meta de largo plazo.

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

4.2 Modelo de Markov de cambio de régimen

Dada la estacionariedad de la serie de inflación anualizada en el periodo 1990-2010, se procede a analizar en esta sección si el comportamiento de la inflación es régimen dependiente en tal periodo. En particular, teniendo en cuenta la adopción de un régimen de inflación objetivo en Colombia en 1999 (Vargas, 2007), se considera la posible existencia de dos regímenes o estados de la naturaleza para la inflación.[42] El *régimen actual* podría caracterizarse por un objetivo de inflación creíble con expectativas ancladas a las metas, algo que no sucedía en el *régimen anterior*. Sería de esperar que el índice de persistencia sea menor en el *régimen actual*. En el ejercicio se utiliza como indicador de persistencia la suma de coeficientes autorregresivos.

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

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

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

caracterice por una determinada media, varianza, y nivel de persistencia.

Con base en los resultados de diferentes pruebas estadísticas se encuentra que la especificación que mejor describe el proceso de cambio de régimen de la inflación en Colombia es la que corresponde al modelo MSIAH.[43] Este acrónimo se debe a Krolzig (1997) y significa que tanto el intercepto (I), como los parámetros autorregresivos (A) y la matriz de varianza-covarianza (H) son dependientes del régimen. Así, se considera que la inflación sigue un proceso autorregresivo estado dependiente en todos los parámetros planteado en la ecuación (11).

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

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:

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

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

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

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

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

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

$$P[S_t = 0 \mid S_{t-1} = 0] = p \quad P[S_t = 1 \mid S_{t-1} = 1] = q \,. \tag{15}$$

$$P[S_t = 1 \mid S_{t-1} = 0] = 1-p \quad P[S_t = 0 \mid S_{t-1} = 1] = 1-q \,. \tag{16}$$

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

[43] *M*arkov *S*witching *I*ntercept *A*utoregressive Parameters *H*eteroskedasticity.

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

En el cuadro 2 se muestran los resultados de la estimación del modelo MSIAH para la inflación total en Colombia en el periodo 1990m1-2010m6 cuando se consideran dos estados de la naturaleza. El régimen 1 o actual corresponde al periodo comprendido entre 2000m2 y 2010m6 y se caracteriza por exhibir un nivel bajo y poco volátil de inflación, mientras que el régimen 2 o anterior, comprendido entre 1990m1 y 2000m1 se caracteriza por una inflación alta y muy volátil.

Con el propósito de verificar la existencia de cambios estadísticos en los parámetros del modelo para cada régimen, se llevan a cabo pruebas sobre diferencia de: *i)* interceptos; *ii)* coeficientes asociados con la tendencia

CUADRO 2. ESTIMACIÓN MSIAH: INFLACIÓN

	Coeficiente	*Std*	*Estadística t*
	Régimen_1 actual: (S_t = 0)		
Cons	11.035	2.063	5.34
Infla_1	0.332	0.083	4.02
Infla_2	0.061	0.075	0.82
Infla_3	–0.126	0.072	–1.76
Infla_4	–0.040	0.069	–0.58
Tendencia	–0.038	0.008	–4.75
Error estándar: 1.936			
Intervalo de confianza para la varianza: I = [3.46, 5.19]			
Suma de coeficientes autorregresivos: 0.2267			
	Régimen_2 actual: (S_t = 1)		
Cons	16.750	3.339	5.02
Infla_1	0.425	0.100	4.25
Infla_2	–0.056	0.111	–0.51
Infla_3	0.234	0.113	2.10
Infla_4	–0.267	0.103	–2.59
Tendencia	–0.059	0.012	–4.61
Error estándar: 3.68			
$\sigma^2_{Régimen2} \notin I$			
Suma de coeficientes autorregresivos: 0.336			
Valores p			
Diferencia de interceptos: 0.120			
Diferencia de tendencia: 0.116			
Diferencia de suma de coeficientes: 0.552			

determinística; y *iii)* nivel de persistencia de la inflación o suma de los coeficientes autorregresivos del modelo. A un nivel de significancia del 12%, las pruebas señalan que cada estado de la naturaleza presenta interceptos y parámetros de tendencia estadísticamente diferentes. Los resultados también señalan que el *régimen anterior* exhibe mayor volatilidad y que la varianza asociada al *régimen anterior* no pertenece al intervalo de varianza estimado para el *régimen actual*.

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

Finalmente, en el cuadro 3 se presenta la matriz de transición de probabilidades de Markov y se observa que los regímenes son absorbentes: una vez que se entra a un régimen particular se tiene una probabilidad muy baja de salida. En particular, la probabilidad de permanecer en el *régimen anterior* estando en este es 0.9824, y la de permanecer en el *régimen actual* es 0.9905.

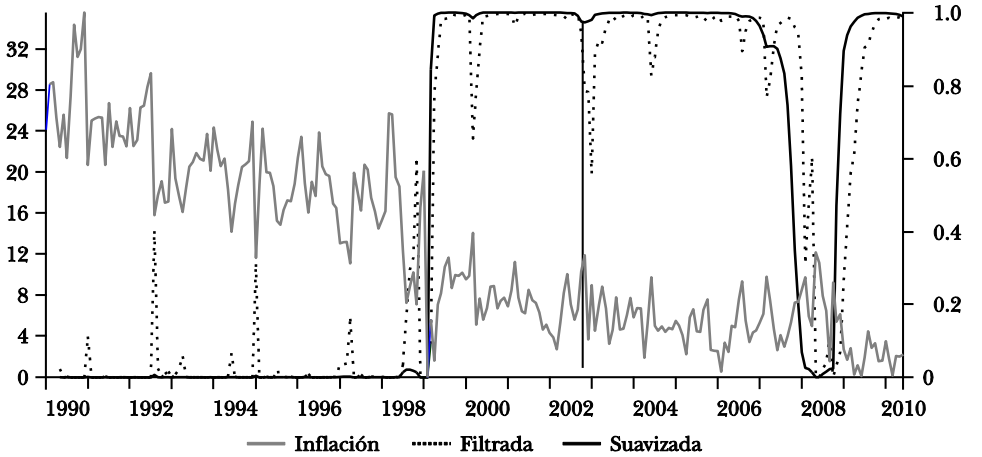
CUADRO 3. MATRIZ DE TRANSICIÓN

	Régimen 1, actual	*Régimen 2, anterior*
Régimen 1, actual	0.9905	0.0095
Régimen 2, anterior	0.0176	0.9824

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

Las funciones que se presentan en las gráficas III y IV sugieren que un choque positivo sobre la inflación se diluye en cuatro meses en el *régimen actual*, y en cinco meses en el *régimen anterior*. En otras palabras, como se

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



mencionó arriba cuando se comparó la suma de coeficientes autorregresivos, la persistencia inflacionaria parece haber descendido muy poco en Colombia en las últimas dos décadas. Además, el comportamiento poco asimétrico ante choques positivos y negativos entre estados se debe a que el sistema en cada régimen es lineal y la matriz de transición presenta una diagonal principal absorbente.

4.3 Persistencia de la brecha de inflación

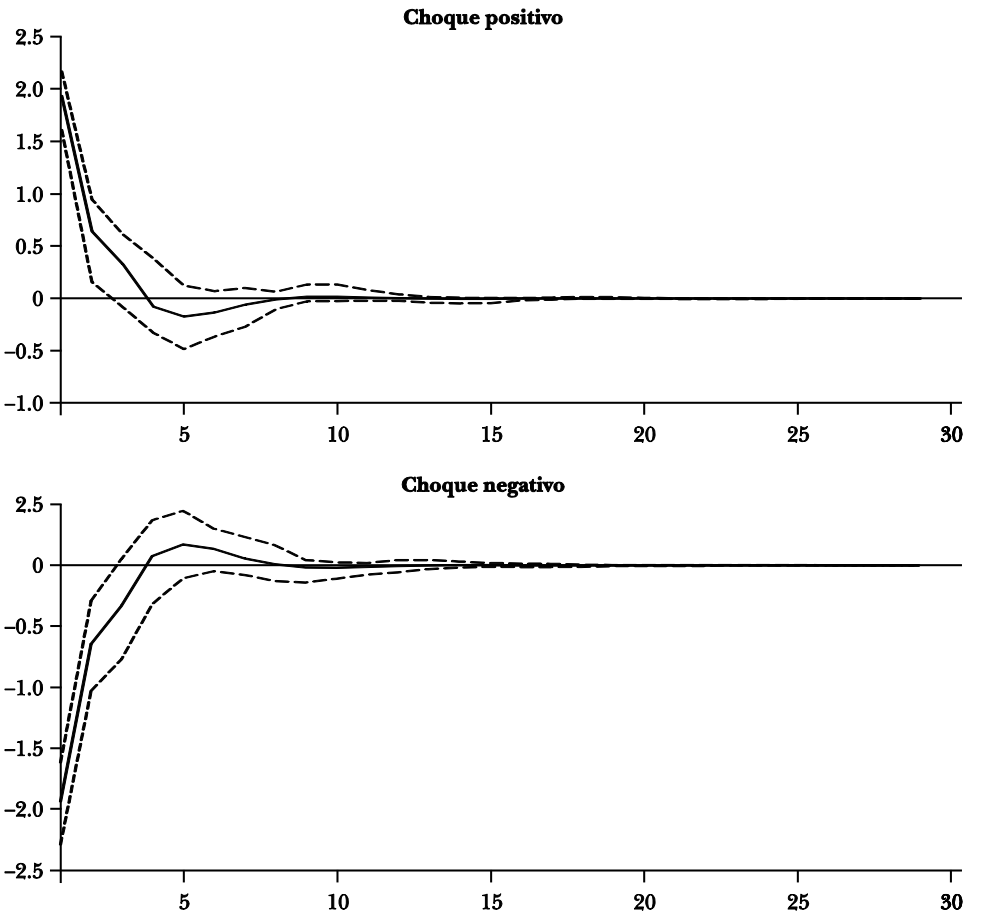
La persistencia de la inflación se ha reducido poco en las últimas dos décadas (sección anterior), pero ello podría deberse a que las metas de inflación del banco central fueron altamente persistentes en ambos periodos (parte inferior de la gráfica I). Por ello, siguiendo a Cogley, Primiceri, y Sargent (2009), entre otros, en esta sección se analiza la persistencia de la variable $\pi_t - \pi_t^*$ (en lugar de π_t), donde π_t^* corresponde a la meta de inflación propuesta por el banco central cada año. La variable π_t^* corresponde también a la tendencia de largo plazo cuando las metas del banco son totalmente creíbles. Como se mencionó arriba, Stock y Watson (2006) proponen una estrategia alternativa en la que se estima la tendencia estocástica de largo plazo (y un componente estacionario), y se asocia dicha tendencia con lo que los agentes estiman es la meta de inflación implícita o explícita del banco central (ver también la nota al pie 41).

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

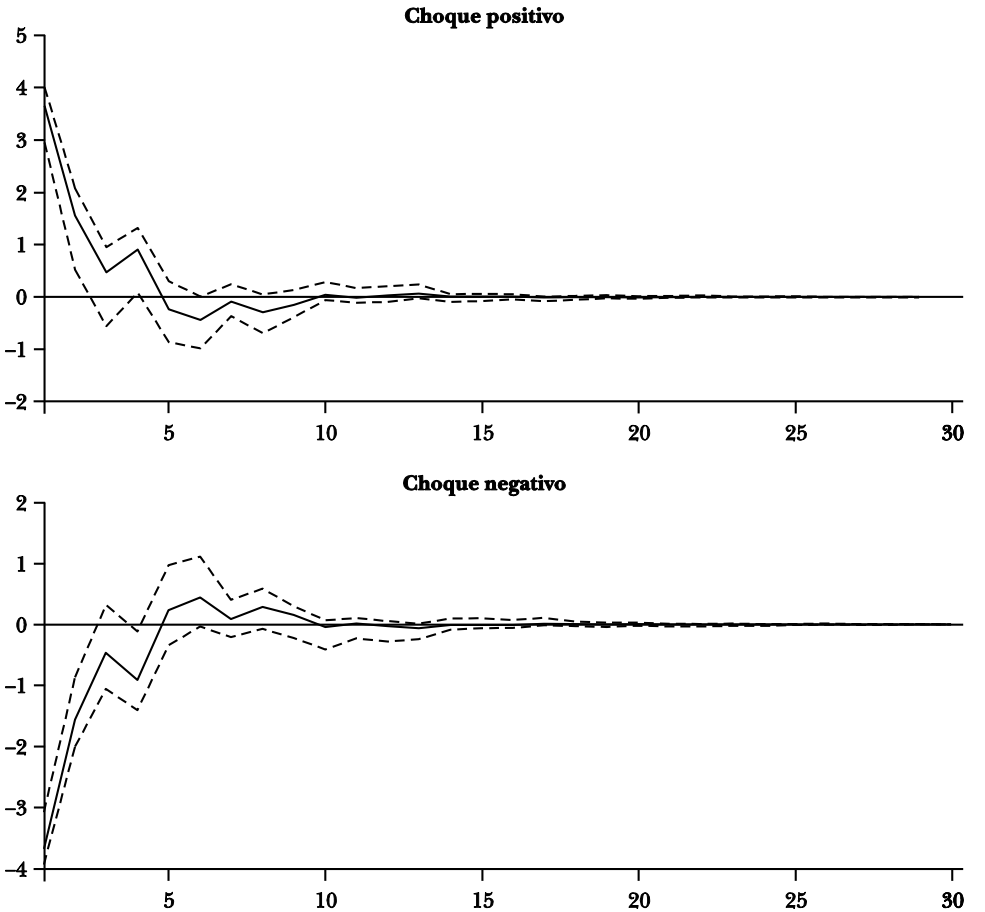
$$\pi_t = \pi_t^* + \rho_t(\pi_{t-1} - \pi_{t-1}^*) + u_t + \sum_{i=1}^{11} \theta_i u_{t-i} \,. \tag{18}$$

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

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



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



introduce en este caso una estructura MA(11) en el término de perturbación.

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

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

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

(20) $$\pi_t = H_t^{'} \xi_t + A_t ,$$

(21) $$\xi_t = F\xi_{t-1} + \nu_t .$$

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

Las ecuaciones (20) y (21) corresponden a las ecuaciones de medida y transición de la representación estado-espacio en forma matricial y las ecuaciones (22) y (23) a las matrices de varianza-covarianza correspondientes.

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

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

(24) $$R = 0$$

$$Q = \begin{bmatrix} \sigma_w^2 & 0 & & \dots & 0 \\ 0 & \sigma_w^2 & 0 & & 0 \\ & 0 & 0 & & 0 \\ \vdots & & 0 & 0 & 0 \\ & & & 0 & 0 \\ 0 & & & 0 & 0 \end{bmatrix}_{13x13} \tag{25}$$

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

CUADRO 4. ESTIMACIÓN DE LA REPRESENTACIÓN ESTADO-ESPACIO

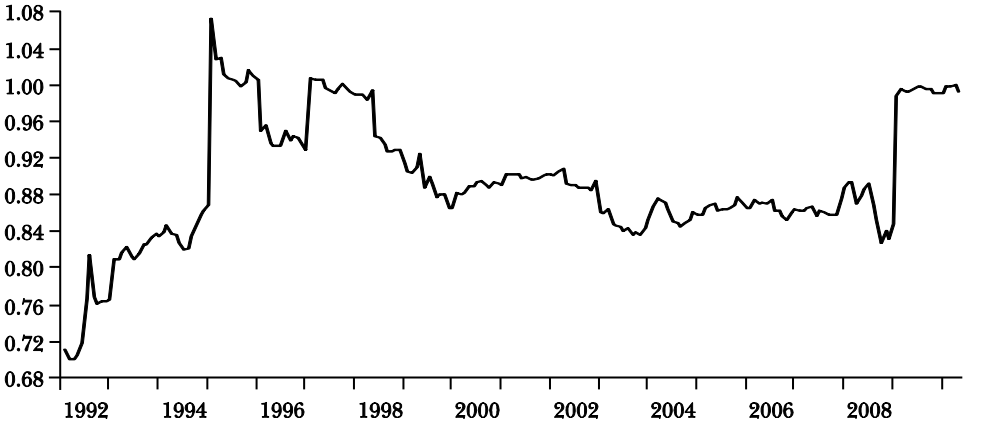
Resultados del procedimiento de optimización		
Parámetro	*Estimación*	*Función gradiente*
θ_1	0.7367	0.00128
θ_2	0.6311	–0.00016
θ_3	0.7135	–0.00061
θ_4	0.5445	–0.00134
θ_5	0.4131	–0.00087
θ_6	0.5095	0.000009
θ_7	0.5214	–0.00017
θ_8	0.5621	0.00077
θ_9	0.7133	–0.00041
θ_{10}	0.6786	0.00034
θ_{11}	0.5465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

Valor de la función objetivo: –429.67

La gráfica V presenta los resultados.[44] El parámetro ρ_t se elevó en el periodo 1992-1995 desde valores inferiores a 0.72 hasta valores superiores a 1 al final del periodo, y se mantuvo en niveles estables y *altos* entre 1999 y 2007 (valor promedio de 0.88). Luego de una caída pronunciada pero poco duradera en algunos meses de 2008 se elevó en los semestres finales al nivel más alto observado en el periodo completo. El incremento que se

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

GRÁFICA V. EVOLUCIÓN DE LA PERSISTENCIA, 1992-2008



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

Los resultados resultan consistentes con los de la sección anterior, en el sentido de que el valor de ρ_t no parece haberse reducido significativamente con la adopción del régimen de metas de inflación. Por el contrario, tendieron a elevarse de manera preocupante durante todo el 2009 y parte de 2010. Nuestro ejercicio termina en marzo de 2010, pero un ejercicio preliminar con nueva información parece sugerir que la persistencia ha bajado nuevamente a los niveles del pasado, en parte gracias a que las autoridades respondieron al choque externo con incrementos significativos en las tasas de interés y a que el choque internacional perdió fuerza durante el resto del año. La inflación se ubicó en niveles sorprendentemente bajos durante el resto de 2010, y podría terminar el año en un nivel inferior a 2.7%.

Los valores de la *persistencia* ρ_t obtenidos en esta sección para $\pi_t - \pi_t^*$ no son comparables directamente con los de la sección anterior, en parte por que las series de inflación utilizadas son diferentes. En esta sección se empleó la serie $100*\ln(P_t/P_{t-12})$ con lo cual se permite una comparación directa con las metas anuales de inflación fijadas por el banco central, mientras que en la sección anterior se utilizó la serie $1{,}200*\ln(P_t/P_{t-1})$ (ver nota al pie 38).

No obstante, como cabría esperar, y como lo sugiere Robalo Marques (2004), la persistencia que resulta cuando se *descuenta* la inflación de mediano plazo (esta sección) debe ser mucho menor que cuando no se

descuenta (sección anterior).[45] Ello también ocurre en nuestro caso, si se considera que la serie 1,200*ln(P_t/P_{t-1}) puede expresarse como se señala a continuación:

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

Por ello, el modelo original se puede escribir como:

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

La ecuación (26) corresponde a un AR(12) con tendencia dada por $\pi_t^* - \rho_t \pi_{t-1}^*$, con componente estacional $\rho_t \pi_{t-12}^{mes}$, y con persistencia $(\rho_t - 1)\pi_{t-j}^{mes}$. La suma de coeficientes será entonces $13\rho_t - 12$, cuyo mínimo ocurre cuando $\rho = 0.92$, un valor relativamente cercano a los que se observan en la gráfica V.

5. IMPLICACIONES DE POLÍTICA Y CONCLUSIONES

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

En segundo lugar, la utilización del método *Markov-switching* para un esquema autorregresivo encuentra dos estados de la naturaleza. En el periodo 1990m1-2000m1 (*estado anterior*) la inflación era alta y muy volátil, mientras que en el periodo 2000m1-2010m6 (*estado actual*) la inflación es baja y menos volátil. Ello sugiere que el esquema de inflación objetivo adoptado a finales de la década de los noventa tuvo un impacto sobre algunas características de la inflación.

Sin embargo, no se presenta una reducción estadísticamente significativa en persistencia. La suma de coeficientes autorregresivos descendió desde 0.336 en el *régimen anterior* a 0.226 en el *régimen actual*, pero esta diferencia no resulta estadísticamente significativa. En la misma dirección, las funciones impulso-respuesta en cada periodo indican que el choque positivo desaparece en cinco meses en el *régimen anterior* y en cuatro meses

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

en el *régimen actual*, mientras que el choque negativo desaparece en un mes en ambos regímenes.

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

En cuarto lugar, y en línea con los resultados anteriores, tampoco se observa un descenso importante en la persistencia a partir de 1999 cuando se trabaja con el diferencial entre la inflación observada y la meta. Buena parte del programa de investigación reciente sobre persistencia inflacionaria ha estado referido a la relación entre la *persistencia estadística* y la *persistencia estructural*, lo cual sugiere un programa de investigación de largo plazo para Colombia. La persistencia inflacionaria está relacionada cercanamente con los parámetros τ_π en la regla de Taylor, σ_r en la IS, y ϕ_x en la curva de Phillips, pero sobre todo con la existencia (o no) de la inflación rezagada π_{-1} en la curva de Phillips. Esta ha sido quizá la discusión central en macroeconomía durante los últimos 30 años y continúa vigente.

Referencias

Altissimo, F., M. Ehrmann y F. Smets (2006), *Inflation Persistence and Price-Setting Behaviour in the Euro Area: A Summary of the Evidence*, Banco Central Europeo (Ocassional Paper Series, núm. 46).

Andrews, D. W. K. (1993), "Test for Parameter Instability and Structural Change with Unknown Change Point", *Econometrica*, vol. 61-4, pp. 821-856.

Andrews, D. W. K., y H.-Y. Chen (1994), "Approximately Median-Unbiased Estimation of Autoregressive Models with Applications to U.S. Macroeconomic and Financial Time Series", *Journal of Business and Economic Statiscs*, vol. 12, pp. 187-204.

Angeloni, I., L. Aucremanne, M. Ehrmann, J. Galí, A. T. Levin y F. Smets (2005), *New Evidence on Inflation Persistence and Price Stickiness in the Euro Area: Implications for Macro Modelling*, Department of Economics and Business, Universitat Pompeu Fabra (Economics Working Papers, núm. 910).

Bai, J., y S. Ng (2004), "A PANIC Attack on Unit Roots and Cointegration", *Econometrica*, vol. 72, pp. 1127-1177.

Baillie, R. T., C.-F. Chung, y M. A. Tieslau (1996), "Analysing Inflation by the Fractionally Integrated ARFINA-GARCH Model", *Journal of Applied Econometrics*, vol.11, pp. 23-40.

Ball, L. M. (1992), *Disinflation with Imperfect Credibility*, NBER (Working Paper, núm. 3983).

Ball, L. M. (1993), *What Determines the Sacrifice Ratio?*, NBER (Working Paper Series, núm. 4306).

Batini, N. (2002), *Euro Area Inflation Persistence*, Banco Central Europeo (Working Paper, núm. 201).

Baum, C. F., J. T. Barkuolas y M. Caglayan (2010), *Persistence In International Inflation Rates*, texto mimeografiado.

Beechey, M., y P. Osterholm (2009), *The Rise and Fall of US Inflation Persistence*, Upsala University (Working Paper, núm. 2007-18)

Benati, L. (2008), *Investigating Inflation Persistence Across Monetary Regimes*, Banco Central Europeo (Working Papers Series, núm. 85).

Betancourt, Y. R., M. Misas, y L. Bonilla (2008), "*Pass-through" de las tasas de interés en Colombia: un enfoque multivariado con cambio de régimen*, Banco de la República, de Colombia (Borradores de Economía, núm. 535).

Blinder, A. S. (1991), "Why Are Prices Sticky? Preliminary Evidence from an Interview Survey", *American Economic Review*, vol. 81, núm. 2, pp. 89-96.

Bordo, M. D., y J. G. Haubrich (2004), *The Yield Curve, Recessions, and the Credibility of the Monetary Regime: Long-Run Evidence, 1875-1997*, NBER (Working Paper, núm. 10431).

Brainard, W. (1967), "Uncertainly and the Effectiveness of Policy", *American Economic Review*, vol. 57, núm. 2, pp. 411-425.

Brainard, W., y G. Perry (2000), "Making Policy in a Changing World", en G. Perry y J. Tobin (eds.), *Economic Events, Ideas, and Policies: The 1960s and After*, Brookings Institution.

Calvo, G. A. (1983), "Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework", *Journal of Monetary Economics*, vol. 12, pp. 383-398.

Capistrán, C., y M. Ramos-Francia (2007), *Inflation Dynamics in Latin America*, Banco de México.

Cecchetti, S., *et.al.* (2007), *Understanding the Evolving Inflation Process*, US Monetary Policy Forum.

Cecchetti, S., y R. W. Rich (2001), "Structural Estimates of the US Sacrifice Ratio", *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 19, núm. 4, pp. 416-427.

Christiano, L., M. Eichenbaum, y C. Evans (2005), "Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy", *Journal of Political Economy*, vol. 113, pp. 1-45.

Clarida, R. H., J. Galí, y M. Gertler (2000), "Monetary Policy Rules and Macroeconomic Stability: Evidence and Some Theory", *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 115, núm. 1, pp. 147-180.

Cogley, T., G. E. Primiceri, y T. J. Sargent (2009*), Inflation-Gap Persistence in the US*, NBER (Working Paper Series, núm. 13749).

Cogley, T., y A. M. Sbordone (2005), *A Search for a Structural Phillips Curve,* Federal Reserve Bank of New York (Staff Reports, núm. 203).

Cogley, T., y A. M. Sbordone (2006), *Trend Inflation and Inflation Persistence in the New Keynesian Phillips Curve*, Federal Reserve Bank of New York (Staff Report, núm. 270).

Collard, F., y H. Dellas (2004), *The New Keynesian Model with Imperfect Information and Learning*, University of Toulouse (Working Paper).

Dickey, D. A., y W. A. Fuller (1979), "Distribution of the Estimators for Time Series. Regressions With a Unit Root", *Journal of the American Statistical Association*, vol. 74, pp. 427-431.

Dupuis, D. (2004), *The New Keynesian Hybrid Phillips Curve: An Assessment of Competing Specifications for the United States,* Bank of Canada (Working Paper, núm. 2004-31).

Elliott, G., T. J. Rothenberg, y J. H. Stock (1996), "Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root", *Econometrica*, vol. 64, núm. 4, pp. 813-836.

Erceg, C. J., y A. T. Levin (2001), *Imperfect Credibility and Inflation Persistence,* Federal Reserve Board.

Estrella, A., y J. Fuhrer (2002), "Dynamic Inconsistencies: Counterfactual Implications of a Class of Rational-Expectations Models", *American Economic Review*, vol. 92, núm. 4, pp. 1013-1028.

Evans, M. D., y P. Wachtel (1993), "Inflation Regimes and the Sources of Inflation Uncertainty", *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 25, núm. 3, pp. 475-511.

Franta, M., B. Saza, y K. Smidkova (2007), *Inflation Persistence: Euro Area and New EU Member States,* Banco Central Europeo (Working Paper Series, núm. 810).

Friedman, M. (1968), "The Role of Monetary Policy", *American Economic Review*, vol. 58, pp. 1-17.

Fuhrer, J. (1995), "The Persistence of Inflation and the Cost of Disinflation", *New England Economic Review*, pp. 3-16.

Fuhrer, J. (2009), *Inflation Persistence*, texto mimeografiado.

Galí, J., y M. Gertler (2000), *Inflation Dynamics: A Structural Econometric Analysis,* NBER (Working Paper, núm. 7551).

Gómez, J. (2002), *Wage Indexation, Inflation Inertia and the cost of Disinflation,* Banco de la República (Borradores de Economía, núm. 198).

Goodfriend, M., y R. King (1997), *The New Neoclassical Synthesis and the Role of Monetary Policy,* texto mimeografiado

Gordon, R. J. (1997), "The Time-Varying NAIRU and its Implications for Economic Policy", *Journal of Economic Perspectives*, vol. 11.

Hamilton, J. D. (1994), *Time Series Analysis*, Princeton University Press, Princeton.

Hassler, U., y J. Wolters (2010), "Long Memory in Inflation Rates: International Evidence", *Journal of Business & Economic Statistics*, vol. 13, núm. 1, pp. 37-45.

Henry, Ó. T., y K. Shields (2004), "Is There a Unit Root in Inflation", *Journal of Macroeconomics*, pp. 481-500.

Hernández, A., y J. Tolosa (2001), *La política monetaria en Colombia en la segunda mitad de los años noventa,* Banco de la República (Borradores de Economía, núm. 172).

Hobijn, B., P. H. Franses, y M. Ooms (2004), "Generalizations of the KPSS-Test for Stationarity", *Statistica Neerlandica*, vol. 58, núm. 4, pp. 483-502.

Julio, J. M., H. Zárate y M. Hernández (2010), *Rigideces de precios al consumidor en Colombia,* texto mimeografiado.

Kang, K. H., C.-J. Kim, y J. Morley (2009), "Changes in US Inflation Persistence", *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*, vol. 13, núm. 4, pp. 1-21.

Kim, C.-J., C. R. Nelson, y J. M. Piger (2001), "The Less-Volatile US Economy: A Bayesian Investigation of Timing, Breadth, and Potential Explanations", *Journal of Business and Economic Statistics*,

Kim, J.-Y. (2000), "Detection of Change in Persistence of a Linear Time Series", *Journal of Econometrics*, vol. 95, pp. 97-116.

Krolzig, H. M. (1997), *Markov-Switching Vector Autoregressive. Modelling, Statistical inference and application to Business Cycle Analysis, Lecture Notes in Economics and Mathematical Systems,* Springer, Berlin (Lecture Notes in Economics and Mathematical Systems).

Kumar, M. S., y T. Okimoto (2007), "Dynamics of Persistence in International Inflation Rates", *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 39, núm. 6, pp. 1457-1479.

Kwiatkowski, D., P. C. Phillips, P. Schmidt, e Y. Shin (1992), "Testing the

Null Hypothesis of Stationarity against the Alternative of a Unit Root: How Sure are We that Economic Time Series Have a Unit Root?", *Journal of Econometrics*, vol. 54, núm. 1-3, pp. 159-178.

Levin, A. T., y J. M. Piger (2004), *Is Inflation Persistence Intrinsic in Industrial Economies?*, Banco Central Europeo (Working Paper, núm. 334).

Leybourne, S. J., T.-H. Kim, V. Smith, y P. Newbold (2003), "Test for a Change in Persistence against the Null of Difference-stationarity", *Econometric Journal*, vol. 6, pp. 290-310.

Linde, J. (2005), *Estimating New-Keynesian Phillips Curves: A Full Information Maximum Likelihood Approach*, Sveriges Riksbank (Working Paper Series, núm. 129).

Mankiw, G. (2001), "The Inexorable and Mysterious Tradeoff between Inflation and Unemployment", *The Economic Journal*, vol. 111, núm. 471, pp. 45-61.

Milani, F. (2005), *Adaptive Learning and Inflation Persistence*, University of California, Department of Economics, Irvine.

Mishkin, F. S. (2007), *Inflation Dynamics*, NBER (Working Paper, núm. 13147).

Murray, C., A. Nikolsko-Rzhevskyy y D. Papell (2008), *Inflation Persistence and the Taylor Principle*, Munich Personal RePEc Archive.

Newey, W. K., y K. D. West (1994), "Automatic Lag Selection in Covariance Matrix Estimation", *Review of Economic Studies*, vol. 61, pp. 631-654.

Ng, S., y P. Perron (2001), "Lag Length Selection and the Construction of Unit Root Tests with Good Size and Power", *Econometrica*, vol. 69, núm. 6, pp. 1519-1554.

O'Reilly, G., y K. Whelan (2004), *Has Euro-Area Inflation Persistence Changed Over Time?*, Banco Central Europeo (Working Paper, núm. 335).

Orphanides, A., y J. Williams (2005), "Imperfect Knowledge, Inflation Expectations and Monetary Policy", en B. Bernanke y M. Woodford (eds.), *The Inflation Targeting Debate*, University of Chicago Press.

Paloviita, M. (2004), *Inflation Dynamics in the Euro Area and the Role of Expectations: Further Results*, Bank of Finland (Research Discussion Papers, núm. 21/2004).

Paya, I., A. Duarte y K. Holden (2010), *A Note on the Relationship between Inflation Persistence and Temporal Aggregation*, texto mimeografiado.

Phelps, E. S. (1967), "Phillips Curves, Expectations of Inflation, and Optimal Inflation Over Time", *Economica*, vol. 135, pp. 254-281.

Phillips, Peter C. B., y Pierre Perron (1988), "Testing for a Unit Root in

Time Series Regression", *Biometrika*, vol. 75, núm. 2, junio, pp. 335-346.

Pivetta, F., y R. Reis (2007), "The Persistence of Inflation in the United States", *Journal of Economic Dynamics & Control*, vol. 31, núm. 4, pp. 1326-1358.

Ravenna, F., (2000), *The impact of inflation targeting in Canada: a structural analysis*, texto mimeografiado, New York University.

Robalo Marques, C. (2004), *Inflation Persistence: Facts or Artefacts?*, Banco Central Europeo (Working Paper, núm. 371).

Rogoff, K. S. (2003), "Globalization and Global Disinflation", Federal Reserve Bank of Kansas City, *Monetary Policy and Uncertainty: Adapting to a Changing Economy*, University Press of the Pacific.

Rose, A. K. (1988), "Is the Real Interest Rate Stable?", *Journal of Finance*, vol. 43, pp. 1095-1112.

Rudd, J., y K. Whelan (2005), *Modelling Inflation Dynamics: A Critical Review of Recent Research*, Federal Reserve Board, Divisions of Research & Statistics and Monetary Affairs, Washington D. C. (Finance and Economics Discussion Series, núm. 66).

Rudd, J., y K. Whelan (2006), "Can Rational Expectations Sticky-Price Models Explain Inflation Dynamics?", *American Economic Review*, vol. 96, núm. 1, pp. 303-320.

Rudebusch, G. D. (2002), *Assessing the Lucas Critique in Monetary Policy Models*, Federal Reserve Bank of San Francisco (Working Paper, núm. 02)

Sbordone, A. M. (2007), *Inflation Persistence: Alternative Interpretations and Policy Implications*, Federal Reserve Bank of New York (Staff Reports, núm. 286).

Smets, F. (2004), "Maintaining Price Stability: How Long is the Medium Term?", *Journal of Monetary Economics*, vol. 50, pp. 1293-1309.

Stock, J. H., y M. W. Watson (2006), *Why Has U.S. Inflation Become Harder to Forecast?*, NBER (Working Paper, núm. 12324).

Svensson, L. E. O. (1999), "Inflation Targeting: Some Extensions", *Scandinavian Journal of Economics*, vol. 101, núm. 3, pp. 337-361.

Svensson, L. E. O. (2005), *Optimal Inflation Targeting: Further Developments of Inflation Targeting*, texto mimeografiado.

Taylor, J. B. (1979), "Staggered Wage Setting in a Macro Model", *American Economic Review*, vol. 69, pp. 108-113.

Taylor, J. B. (2000), "Low Inflation, Pass-through, and the Pricing Power of Firms", *European Economic Review*, vol. 44, pp. 1389-1408.

Vargas, H. (2007), *The Transmission Mechanism of Monetary Policy in Colombia.*

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

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

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

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

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

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

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

¿El fin de la persistencia inflacionaria?

Fernando N. de Oliveira y Myrian Petrassi*

1. INTRODUCCIÓN

Una de las características más importantes de la dinámica de la inflación es su grado de persistencia, la cual está relacionada con la rapidez con la que la inflación regresa a su nivel inicial luego de un impacto. Como indica Mishkin (2007), si la inflación es persistente, esto aumenta los costos de la política monetaria (en términos de producto o desempleo) para mantener la inflación bajo control.[1]

En los últimos años, las economías emergentes e industriales han experimentado cambios importantes en el grado de persistencia inflacionaria. Como muestran Cechetti *et al.* (2007), tanto la volatilidad como el nivel de inflación de las economías industriales ha disminuido. En estas economías, los decenios del sesenta y del setenta se consideraron como periodos de inflación alta y persistente, mientras que los decenios más recientes de los noventa y primero del siglo XXI, tienen niveles bajos de inflación además de una persistencia baja.

A diferencia de los países industriales, las economías emergentes han experimentado altos niveles de inflación durante un periodo más largo. Algunos de estos países, como Brasil, Argentina, Bolivia, Perú, México, Israel, Polonia y Turquía, han atravesado episodios de *hiperinflación* en los últimos treinta años.[2] Recién en los años noventa han comenzado a

* F. N. de Oliveira y M. Petrassi son funcionarios del Departamento de Investigación del Banco Central do Brasil.

[1] De manera más formal, podemos definir la persistencia inflacionaria como la propensión de la inflación a converger lentamente hacia su nivel de equilibrio de largo plazo tras un choque que haya conducido a la inflación lejos de este equilibrio.

[2] En algunos casos es difícil definir si un proceso inflacionario de un país fue un

decrecer los niveles de inflación en estos países. Esto se debe en parte a cambios significativos en la conducta de sus políticas macroeconómicas.[3] Sin embargo, no resulta claro si la reducción de los niveles de inflación ha estado acompañada por una reducción de su persistencia inflacionaria.[4]

El objetivo de este trabajo es analizar de manera empírica la persistencia inflacionaria en varios países industriales y emergentes en los últimos años. Seleccionamos una muestra muy representativa de 23 economías industriales y 17 emergentes. Es nuestra intención responder las siguientes interrogantes: ¿Es la persistencia inflacionaria baja tanto en economías emergentes como en industriales? ¿Se mantuvo estable la persistencia a lo largo de nuestro periodo de muestra en todos los países? ¿Resulta más alta la persistencia inflacionaria en los países que han sufrido *hiperinflación* en los últimos años que en los otros países?[5]

Nuestros resultados muestran que la persistencia inflacionaria es baja y en general se ha mantenido estable tanto en las economías industriales como en las emergentes. Observamos que la persistencia parece ser más baja en las economías industriales que en las economías emergentes. Asimismo, mostramos que incluso las economías que han experimentado episodios de *hiperinflación* en los últimos años, hoy en día tienen una baja persistencia inflacionaria, si bien es cierto que esta es aparentemente más alta que la observada en los otros países de la muestra. Una explicación posible de esto es que la memoria inflacionaria aún puede estar viva en los agentes económicos.

Para obtener nuestros resultados estimamos varias dinámicas de inflación de forma reducida. Calculamos los siguientes tipos de modelos: modelos con rezagos inflacionarios con o sin brecha del PIB; curvas de Phillips neokeynesianas con tipos de cambio, y modelos de dinámicas de

---

episodio de *hiperinflación*. Es por ello que hemos decidido indicar con letra cursiva este concepto.

[3] Como ejemplo de algunas de estas políticas macroeconómicas podemos señalar: adopción de metas de inflación, reducción de déficits presupuestales, mejora de la regulación financiera, liberalización comercial y políticas de tipo de cambio flexible, entre otras.

[4] Ver Stock y Watson (2004) para un breve análisis de la política monetaria en algunos países industriales en los últimos años.

[5] Nuestra muestra de economías emergentes incluye a: Argentina, Brasil, Bolivia, Chile, Colombia, Corea, Eslovaquia, Filipinas, Hungría, Israel, México, Perú, Polonia, República Checa, Sudáfrica, Tailandia y Turquía. La muestra de países industriales incluye a: Alemania, Austria, Australia, Bélgica, Canadá, Dinamarca, España, Estados Unidos Finlandia, Francia, Grecia, Irlanda, Islandia, Italia, Japón, Luxemburgo, Noruega, Nueva Zelanda, Países Bajos, Portugal, Reino Unido, Suecia y Suiza.

inflación de forma reducida de modelos estructurales que incorporan alguna forma de rigidez de salarios según Blanchard y Galí (2005). Nuestro periodo de muestra comienza el primer trimestre de 1995. Contamos con datos trimestrales y utilizamos la inflación general de precios al consumidor como nuestra medida de inflación.[6]

El hallazgo de un parámetro de persistencia bajo y estable en una gran cantidad de países diferentes puede resultar un tanto sorprendente considerando la obvia relevancia de la crítica de Lucas (1976) para nuestro ejercicio. Sin embargo, resulta coherente con evidencia reciente de Estados Unidos, como lo muestra Rudebusch (2005). Rudebusch estima una curva de Phillips neokeynesiana para mostrar que los parámetros de regresión de forma reducida tenderán a mantenerse relativamente estables incluso en presencia de cambios realistas en las reglas de la política monetaria.

En muchos de los países que hemos considerado se han llevado a cabo cambios sustanciales en la política monetaria en las últimas dos décadas. En el caso de los países europeos, la introducción del euro resulta un hito muy importante. En el caso de las economías emergentes, podemos citar más políticas macroeconómicas saludables incluyendo, en muchas de ellas, la elección de metas de inflación como marco para sus políticas monetarias. Por este motivo, uno de nuestros enfoques claves fue permitir la posibilidad de quiebres estructurales en la dinámica inflacionaria para evitar estimaciones espurias del grado de persistencia.

Observamos que hay poca inestabilidad en los parámetros de persistencia inflacionaria en la mayoría de las economías que estudiamos. Llevamos a cabo varias pruebas de estabilidad, así como estimaciones por medio de mínimos cuadrados recursivos. La estimación de toda la muestra del parámetro de persistencia está en general alejada de uno y es estable debido a que los resultados de los puntos de quiebre desconocidos son coherentes con la hipótesis nula de que no hubo cambio alguno en la persistencia inflacionaria en el tiempo. En general, nuestros resultados concuerdan con una representación estable de forma reducida para la inflación y un nivel bajo de persistencia inflacionaria.

[6] Varios factores pueden explicar la persistencia: la persistencia se puede heredar de fluctuaciones persistentes en los factores determinantes de la inflación, como el costo marginal o la brecha del producto (esto se conoce como persistencia extrínseca); la dependencia de la inflación de su propio pasado, también llamada persistencia intrínseca; y la persistencia debido a la formación de expectativas de inflación. Cada una de estas formas puede estar asociada con uno de los tres términos de una curva de Phillips neokeynesiana.

Nuestros resultados son coherentes con una vasta literatura que muestra que la persistencia inflacionaria ha disminuido, tales como: Dossche y Everaert (2005), Taylor (1999), Altissimo *et al.* (2006), Benati (2008) y Batini (2002). Sin embargo, nuestro trabajo contribuye a la literatura al estudiar un grupo mayor de países y más diversificado, incluyendo varios emergentes; al considerar un periodo más reciente, y al estimar varias especificaciones de dinámicas inflacionarias.

Otros trabajos estudian cómo la persistencia inflacionaria ha evolucionado a lo largo de un periodo de tiempo mayor, también mediante la estimación de modelos de inflación de forma reducida. Por ejemplo, Mishkin (2007) estudia la persistencia inflacionaria en Estados Unidos en los últimos 40 años utilizando modelos autorregresivos y descomponiendo la inflación en ciclo y tendencia, como en Stock y Watson (2006). Mishkin confirma los resultados de Stock y Watson (2006), y demuestra que la persistencia inflacionaria está decreciendo en todo el mundo desde los noventa comparada con la persistencia observada durante los decenios de los sesenta y setenta.[7]

Nason (2006) describe la dinámica inflacionaria en Estados Unidos con diferentes modelos de inflación y confirma los resultados de Mishkin (2007) y de Stock y Watson (2006) que indican que la persistencia inflacionaria ha disminuido en los últimos años en Estados Unidos. Rudd y Whelan (2005) estiman una curva de Phillips neokeynesiana híbrida con rezagos en la inflación y muestran que la inflación en Estados Unidos es mucho más prospectiva que retrospectiva, lo que indica que la persistencia inflacionaria está disminuyendo. Fuhrer (2005) también estima un modelo de inflación utilizando la curva de Phillips neokeynesiana híbrida. Distingue dos tipos de persistencia: una relacionada con la dinámica de la brecha de producto, y la otra con el costo marginal –que depende de los rezagos inflacionarios. Fuhrer muestra que la parte más relevante de la inflación de los últimos años se debe a la inflación intrínseca y no a la brecha de producto.

Un factor explicativo importante detrás de este bajo nivel y de la persistencia inflacionaria estable en el pasado cercano es el anclaje de las

[7] Stock y Watson (2006) muestran que la dinámica de la inflación en Estados Unidos está bien descrita por una serie de factores latentes, tales como el ciclo y la tendencia, ambos con volatilidad estocástica. El ciclo es un proceso estacionario mientras que la tendencia es no estacionario. La persistencia inflacionaria se describe como una tendencia. Los autores muestran que la persistencia inflacionaria ha disminuido sustancialmente en Estados Unidos en la última década.

expectativas de inflación de los agentes económicos. Al llevar a cabo políticas monetarias que anclan las expectativas de inflación de los agentes económicos, los bancos centrales pueden asegurar que la inflación real no se desvíe por demasiado tiempo y de manera muy persistente de sus objetivos a mediano plazo. Creemos que las expectativas de inflación a largo plazo se han anclado con éxito en años recientes y que, como resultado, las expectativas de inflación dependen mucho menos de la inflación pasada. Asimismo, la evolución real de la inflación es mucho menos persistente.

El resto del trabajo se presentará de la siguiente manera: la sección 2 describe los datos. La sección 3 presenta el análisis empírico; y en la sección 4 se concluye.

2. DATOS

Nuestros datos son trimestrales y comienzan en el primer trimestre de 1995. Se componen de 40 países: 23 industriales y 17 emergentes. Nuestra fuente de datos son las Estadísticas Financieras Internacionales del Fondo Monetario Internacional. Nuestra medida de inflación es la inflación general del IPC. Asimismo, utilizamos las siguientes variables como exógenas: el tipo de cambio nominal y la brecha del PIB, es decir la diferencia entre el PIB nominal y el PIB potencial obtenida mediante la aplicación del filtro de Hodrick-Prescott.

Para propósitos de nuestro análisis, separamos nuestra muestra de países en tres grupos: un grupo compuesto por países industriales (Alemania, Australia, Austria, Bélgica, Canadá, Dinamarca, España, Estados Unidos, Finlandia, Francia, Grecia, Irlanda, Islandia, Italia, Japón, Luxemburgo, Noruega, Nueva Zelanda, Países Bajos, Portugal, Reino Unido, Suecia y Suiza), países emergentes que no sufrieron *hiperinflación* en los últimos años (Chile, Colombia, Corea, Eslovaquia, Filipinas, Hungría, República Checa, Sudáfrica y Tailandia) y economías emergentes que sí tuvieron episodios de *hiperinflación*, tales como Argentina, Bolivia, Brasil, Israel, México, Perú, Polonia y Turquía.

El cuadro 1 muestra estadísticas descriptivas de inflación de esas economías: emergentes (total), emergentes con *hiperinflación* y economías industriales. Podemos observar que la inflación trimestral promedio en las economías de mercado emergentes (EME) fue de un 1.84% y la desviación estándar promedio fue de 0.018. En lo que respecta a la brecha del PIB, la brecha promedio es del 0.14%.

CUADRO 1. ESTADÍSTICAS DESCRIPTIVAS: INFLACIÓN Y BRECHA DEL PRODUCTO (en porcentajes)

	Países de mercados emergentes		*Países de mercados no emergentes*
	Total	*Con hiperinflación*	*Total*
Inflación promedio	1.84	2.32	0.54
Desviación estándar promedio	0.018	0.022	0.006
Inflación máxima	19.43	19.43	5.55
Inflación mínima	–4.10	–1.42	–3.99
Promedio de la brecha de producto	–0.14	–0.30	–0.01

FUENTE: Fondo Monetario Internacional.

La columna 2 del cuadro 1 muestra estadísticas descriptivas de inflación del grupo de economías emergentes que han tenido episodios de *hiperinflación* en los últimos 30 años. Se puede observar que la inflación promedio fue de un 2.32% y que la desviación estándar promedio fue de 0.022. La brecha de producto promedio fue el –0.30% en este subgrupo. La columna 3 se señala que en los países no emergentes de la muestra, la inflación promedio fue de sólo un 0.54%. La brecha de producto promedio, por otro lado, fue mayor, –0.01%.

En el cuadro 1 queda claro que la inflación es mayor en las economías emergentes que han tenido *hiperinflación* en los últimos años. La inflación promedio en estas economías fue un punto porcentual (pp) más alta que la inflación promedio en las economías emergentes que no sufrieron *hiperinflación* y 1.78 pp más alta que las economías industriales que tampoco sufrieron *hiperinflación*. No sólo el promedio, sino también la volatilidad es mucho más alta que en los países no emergentes y también en los no hiperinflacionarios.

En la próxima sección, se presentará nuestro análisis empírico basado en la estimación de la dinámica inflacionaria de forma reducida para estos grupos de países.

3. ANÁLISIS EMPÍRICO

3.1 Modelos tradicionales de inflación

El grado de persistencia inflacionaria se puede medir de diferentes maneras. Los resultados que se informan en esta sección se basan en los métodos más frecuentes utilizados en la literatura. Con el objeto de mostrar la rapidez con la que la inflación regresa a su nivel medio luego de

una perturbación, o su persistencia, medimos la dependencia de la inflación con base en sus valores pasados.

La manera más obvia de medir la persistencia inflacionaria es realizar una regresión de la inflación con respecto a algunos de sus rezagos, como en la ecuación (1), y luego calcular la suma de coeficientes de la inflación rezagada. Si la suma de los coeficientes se acerca a uno, entonces los choques a la inflación han tenido efectos duraderos sobre la inflación. Mientras más alta es la suma de los coeficientes de los rezagos de la inflación, más le toma a la inflación regresar a su punto medio. En otras palabras, la inflación se comporta como un camino aleatorio por lo que cuando la inflación sube, tiende a mantenerse arriba. Si la suma de los coeficientes es bastante menor que uno, entonces cualquier choque a la inflación tiene solo un efecto temporal y la inflación pronto regresa a su nivel de tendencia.

$$\pi_t = \beta_0 + \beta_1 \pi_{t-1} + \sum_{k=2}^{L} \phi_k \pi_{t-k} + \varepsilon_t,\ E[\varepsilon_t] = 0,\ \mathrm{var}(\varepsilon_t) = \sigma_\varepsilon^2, \tag{1}$$

donde π_t es la inflación general de precios al consumidor.

En la medida en que la inflación rezagada captura la verdadera persistencia en el proceso de fijación de precios, el modelo implica que sólo se pueden producir reducciones rápidas de la inflación contra un aumento sustancial en el desempleo o una baja en el producto. Por ello, el modelo apunta a un enfoque gradualista como la mejor manera de llevar a cabo una reducción grande de la inflación.

Un enfoque equivalente para analizar la persistencia (que utilizaremos en este trabajo) es estimar ρ en la ecuación (2) como se muestra en O'Reilly y Whelan (2005).

$$\pi_t = \beta_0 + \rho \pi_{t-1} + \sum_{k=2}^{L} \phi_k \Delta \pi_{t-k} + \varepsilon_t,\ E[\varepsilon_t] = 0,\ \mathrm{var}(\varepsilon_t) = \sigma_\varepsilon^2. \tag{2}$$

Hay un número de buenas razones para concentrarse en ρ como nuestra medida principal de persistencia inflacionaria. Por ejemplo, en este modelo, ρ es un factor determinante de la respuesta a los choques a lo largo del tiempo. También puede demostrarse que $1/(1 - \rho)$ da un impulso-respuesta agregado de horizonte infinito a los choques. Asimismo, una ventaja de centrarse en la estimación de ρ en lugar de en la suma de coeficientes es que el primero permanece pertinente incluso cuando el proceso subyacente contiene una raíz unitaria o es explosivo.

Escogimos el número de rezagos de la primera diferencia de la inflación general de precios al consumidor en la ecuación (2) para que los residuos no presenten autocorrelación; para ello se utilizó la prueba del multiplicador de Lagrange para identificar la autocorrelación. También verificamos la heterocedasticidad con las pruebas de White y Breush-Pagan. Si había evidencia de heterocedasticidad, esta se corrigió con los errores robustos de Newey-West. Llevamos a cabo una prueba de Wald de $\rho = 1$ para todas las estimaciones de los modelos tradicionales y rechazamos $\rho = 1$ en todos los casos. Además comparamos el promedio del coeficiente de persistencia inflacionaria de los tres grupos mediante pruebas de Wald en un sistema de ecuaciones estimadas con mínimos cuadrados ordinarios en los que en cada ecuación es la misma que estimamos individualmente.

Asimismo, desde un punto de vista econométrico resulta crucial permitir quiebres estructurales en la dinámica inflacionaria. De otro modo, podríamos estar estimando coeficientes incoherentes y sesgados. Buscamos quiebres utilizando diferentes métodos, como por ejemplo: las pruebas de Andrews-Quandt y de Chow. Encontramos indicios de quiebres estructurales en los siguientes países: Argentina, Austria, Grecia y Polonia. Luego seleccionamos posibles puntos de quiebre con la prueba de Chow. Cambiamos la especificación utilizando variables ficticias como regresores o interactuándolos con los regresores de rezagos de la inflación. Nuestros resultados no se modificaron con estas nuevas especificaciones.

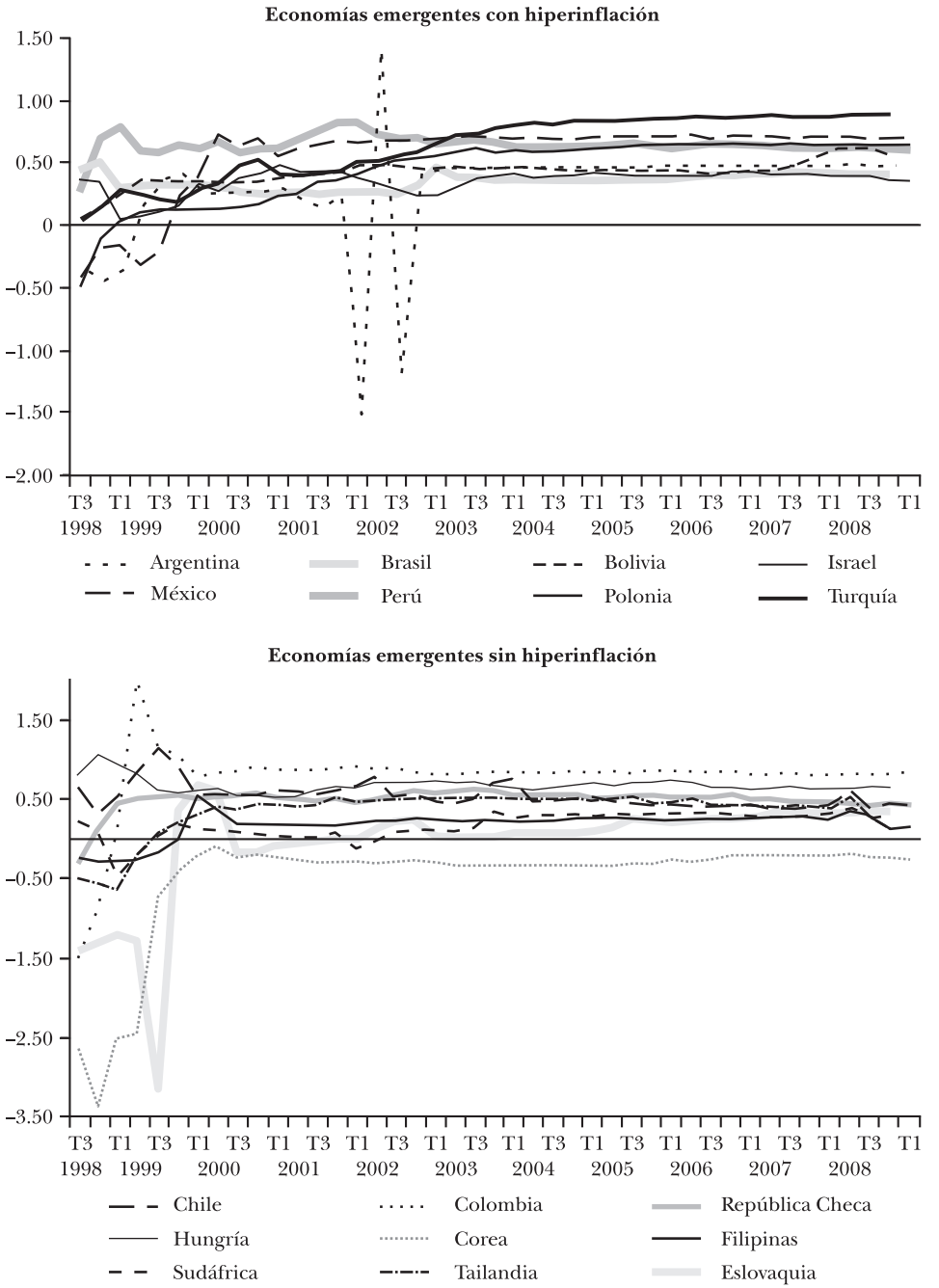
En la gráfica I mostramos las estimaciones recursivas de mínimos cuadrados para el coeficiente de persistencia inflacionaria (ρ) en la ecuación (2): los países emergentes que han sufrido episodios de alta inflación y aquellos que no lo hicieron y 10 (de 23) países industriales. La persistencia inflacionaria de todos los países parece mantenerse estable, en especial después de 2003. Los países emergentes parecen tener persistencia inflacionaria que fluctúa alrededor de 0.5, mientras que la persistencia en los países industriales parece fluctuar alrededor de cero.

El cuadro 2 (columna 1) muestra el ρ estimado para esta especificación. El coeficiente promedio de persistencia fue 0.15, y Turquía tiene el más alto, 0.879. Los mercados de economías emergentes parecen tener, en promedio, los coeficientes más altos, 0.45 comparado con el 0.07 de las economías industriales. Asimismo, los países de mercados emergentes con *hiperinflación* parecen tener una persistencia incluso mayor. Considerar solo estos países aumenta el coeficiente de persistencia a 0.59. La persistencia promedio de las economías emergentes que no sufrieron

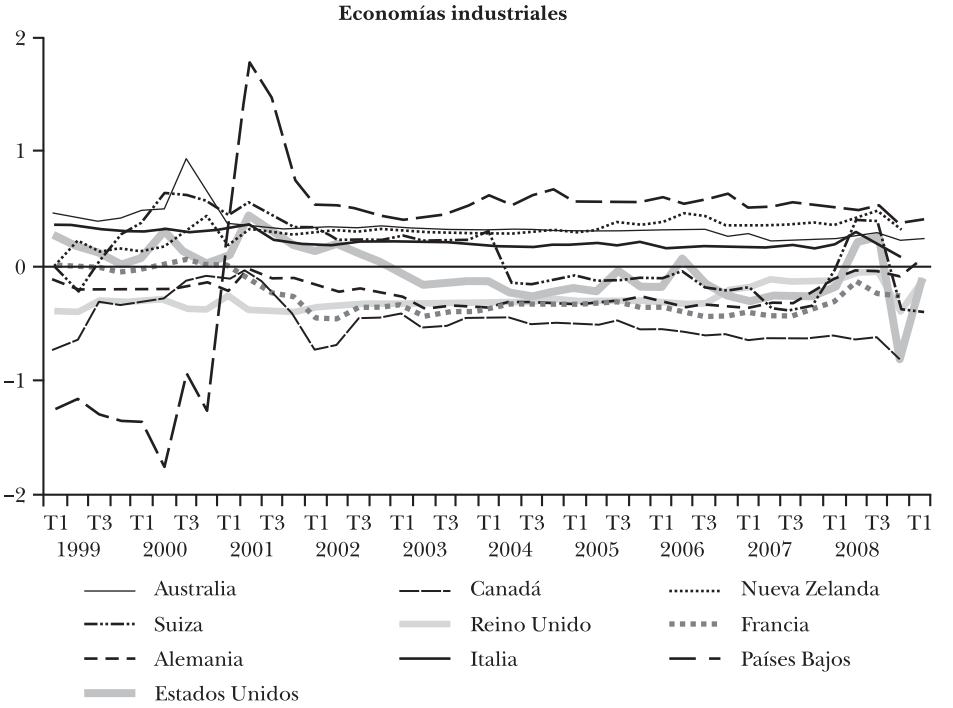
CUADRO 2. PARÁMETROS ESTIMADOS DE PERSISTENCIA INFLACIONARIA

	Ecuación (2)	*Ecuación (2)*	*Ecuación (3)*	*Ecuación (4)*	*Ecuación (5)*
	AR(ρ)	*Incluye la brecha del producto*	*Curva de Phillips neokeynesiana*	*Curva de Phillips neokeynesiana incluido rezago del producto (–1)*	*Galí y Gertler, con desempleo*
Alemania	0.068	(0.057)	(0.188)	0.148	0.036
Argentina	0.479	0.428	0.296	0.412	0.539
Australia	0.250	0.282	0.018	0.125	0.065
Austria	0.123	(0.149)	(0.018)	0.146	(0.102)
Bélgica	(0.265)	(0.397)	0.198	(0.051)	0.118
Bolivia	0.581	0.596	(0.026)	0.070	–
Brasil	0.416	0.426	0.441	0.509	0.503
Canadá	(0.805)	(0.883)	0.021	0.067	0.157
Chile	0.435	0.288	0.073	0.101	–
Colombia	0.825	0.782	0.408	0.481	0.445
Corea	(0.284)	(0.416)	(1.008)	(0.464)	(0.641)
Dinamarca	(0.199)	(0.184)	0.147	0.140	0.229
Eslovaquia	0.347	0.007	(0.127)	(0.116)	(0.180)
España	(0.385)	(0.394)	(0.906)	0.103	2.921
Estados Unidos	(0.817)	(1.337)	0.166	0.154	0.172
Filipinas	0.136	0.183	0.158	0.138	–
Finlandia	(0.038)	(0.095)	(0.126)	0.600	0.050
Francia	(0.250)	(0.357)	0.147	(0.150)	0.317
Grecia	0.393	(1.431)	–	–	–
Hungría	0.657	0.656	0.641	0.596	0.714
Irlanda	0.297	0.141	–	–	0.601
Islandia	0.577	0.568	(0.387)	(0.270)	–
Israel	0.366	0.381	0.158	(0.071)	–
Italia	0.095	(0.046)	0.481	0.399	–
Japón	(0.343)	(0.473)	0.370	0.292	0.323
Luxemburgo	0.177	0.068	(0.049)	0.406	0.036
México	0.704	0.783	0.534	0.455	–
Noruega	(0.504)	(0.599)	0.173	0.119	0.187
Nueva Zelanda	0.319	0.123	0.260	0.347	0.263
Países Bajos	0.409	(0.082)	(0.523)	1.124	(0.739)
Perú	0.601	0.617	0.229	0.245	–
Polonia	0.661	0.659	0.616	0.591	0.547
Portugal	(0.340)	(0.101)	(1.058)	(0.397)	–
Reino Unido	(0.110)	(0.250)	0.170	0.224	0.437
República Checa	0.404	0.508	(0.079)	(0.221)	0.124
Sudáfrica	0.290	(0.071)	(0.099)	(0.134)	0.397
Suecia	0.115	(0.040)	0.045	0.112	(0.304)
Suiza	(0.383)	(0.436)	(0.934)	(0.834)	(0.396)
Tailandia	0.134	(0.263)	0.316	0.312	0.350
Turquía	0.879	0.864	(0.177)	0.100	0.224

GRÁFICA I. ESTABILIDAD DE LA INFLACIÓN MODELADA CON PARÁMETROS DE PERSISTENCIA



COMO EN UN PROCESO ARMA, 1998-2009



hiperinflación también parece ser mayor que la de los países industriales (0.33 comparado con 0.07).[8]

Repetimos la estimación indicada incluyendo en la ecuación (2) la brecha de producto calculada mediante el filtro de Hodrick-Prescot.[9] Los resultados son muy similares a los descritos anteriormente (ver columna 2 del cuadro 2). Una vez más, las economías que han sufrido episodios de *hiperinflación* en los últimos años mostraron promedios más altos, así como, mayor volatilidad de la persistencia inflacionaria.

Si la inflación ciertamente se ha tornado menos persistente debido a

[8] Comparamos el promedio del coeficiente de la persistencia en los tres grupos mediante una prueba de Wald en un sistema de ecuaciones estimadas con mínimos cuadrados ordinarios, en donde cada ecuación es la misma que estimamos de manera individual.

[9] De nuevo, se realizaron pruebas para identificar autocorrelación, heterocedasticidad y quiebres estructurales, y comparamos las diferencias estadísticas de los promedios del coeficiente de persistencia inflacionaria de los diferentes grupos. Asimismo, se volvió a realizar la prueba de Wald de $\rho = 1$, para todas las estimaciones de los modelos tradicionales de la brecha del PIB. La hipótesis $\rho = 1$ se rechazó para todas las estimaciones.

que la política monetaria ha anclado las expectativas de inflación de manera más sólida, las autoridades monetarias pueden descubrir que tienen menos necesidad de provocar grandes cambios en la actividad económica para controlar la inflación. Este es un beneficio clave de establecer un ancla nominal. De ser correcto, no hace falta que los movimientos cíclicos en las tasas de interés sean tan marcados como es necesario cuando las expectativas no están ancladas. Para intentar estudiar esta posibilidad, en la próxima sección estimaremos modelos neokeynesianos de inflación que incorporen las expectativas de inflación.

3.2 Estimación de modelos neokeynesianos

La implicación más importante del modelo neokeynesiano puro de inflación es que no tiene persistencia intrínseca de la inflación en el sentido de que no hay dependencia estructural de la inflación sobre sus propios valores rezagados. En cambio, la inflación se determina de una manera completamente prospectiva. Una implicación de este modelo en contraste con los tradicionales es que con este es mucho más sencillo reducir la inflación con rapidez que con el tradicional. De hecho, de acuerdo con el modelo neokeynesiano, la inflación se puede controlar sin costo con un compromiso creíble de mantener la producción cerca de su potencial.

Se ha demostrado que en economías en las que los bancos centrales han adoptado objetivos de inflación explícitos, las expectativas de inflación a largo plazo no se relacionan con la inflación pasada. En este contexto, la transparencia del banco central es vital. En tal entorno, los agentes intentarán diferenciar los movimientos persistentes en los objetivos de inflación de las perturbaciones transitorias, y podrán hacerlo con mayor rapidez mientras más transparente y creíble sea el banco central.[10]

Debido a la dificultad de ajustar los datos con el modelo neokeynesiano puro prospectivo, se ha producido una vasta cantidad de literatura que incorpora los rezagos de la inflación en la curva de Phillips neokeynesiana.[11] Para muchos, esta clase de modelos representa un tipo de término

[10] La formulación más popular de un marco neokeynesiano tiene su base en el modelo de ajuste aleatorio de precios de Calvo (1983). El modelo asume que en cada periodo una fracción aleatoria de empresas reajusta su precio mientras que otras lo mantienen sin cambio alguno. Calvo asume competencia imperfecta como la estructura de mercado. Estas dos hipótesis generan la base del modelo neokeynesiano de inflación.

[11] Ver Furher y Moore (1995), Galí y Gertler (1999) y Christiano *et al.* (2005), sobre algunos modelos teóricos que justifican la inclusión de rezagos de la inflación en las curvas

medio sensato que mantiene la perspicacia de los modelos de expectativas racionales estándar a la vez que permiten un mejor ajuste empírico al atacar directamente una deficiencia conocida del modelo puro prospectivo de inflación. Como resultado, esta clase de modelos se ha utilizado de manera extendida en los análisis de política monetaria aplicada.

La ecuación estructural para la inflación que estimamos está inspirada en cierta medida en la curva de Phillips neokeynesiana híbrida como se observa en la ecuación (3). Estos modelos le agregan a la inflación una dependencia de sus valores rezagados con respecto a los modelos prospectivos puros. Con frecuencia, se considera a tales modelos como una solución intermedia entre la necesidad de fundamentos micro rigurosos del tipo en que se apoya la curva de Phillips neokeynesiana pura y la necesidad de ajustar los datos de manera empírica.

$$(3) \qquad \pi_t = \rho\pi_{t-1} + (1-\rho)E_t\left[\pi_{t+1}\right] + \beta_2 h_{t-1} + \gamma X_{t-1} + \varepsilon_t,\ E\left[\varepsilon_t\right] = 0,\ \mathrm{var}\left(\varepsilon_t\right) = \sigma_\varepsilon^2,$$

donde h_t es la brecha de producto y X_t es el tipo de cambio.

El parámetro que mide la persistencia inflacionaria es ρ. Estimamos la ecuación (3) antes indicada utilizando rezagos de la inflación general de precios al consumidor como instrumentos. Asimismo, evaluamos la presencia de autocorrelaciones con la prueba del multiplicador de Lagrange y heterocedasticidad con la prueba de White. En presencia de autocorrelación, incluimos más rezagos de los regresores, hasta que no hay más evidencia de autocorrelación. En presencia de heterocedasticidad, la corregimos con la matriz robusta de Newey-West. Una vez más, evaluamos la significancia de las diferencias en los coeficientes promedio de persistencia inflacionaria.

La columna 3 del cuadro 2 muestra el ρ estimado. El estimador promedio de persistencia fue de 0.009 y la desviación estándar fue de 0.43. El país con el promedio más alto fue Hungría, mientras que el que tenía el menor fue Portugal. Considerando nuestros tres grupos, las economías emergentes que no sufrieron episodios de *hiperinflación* tuvieron un estimador promedio de persistencia de 0.03. Dentro del grupo de economías industriales, el coeficiente promedio fue de –0.095. El país con la mayor persistencia fue Italia.

Considerando los países que sufrieron episodios de *hiperinflación*, la mayor persistencia la tuvo Polonia (0.62), mientras que la más baja fue Turquía (–0.18). El promedio de este grupo fue de 0.26.

———

de Phillips neokeynesianas.

En la gráfica II mostramos las estimaciones recursivas de mínimos cuadrados para el coeficiente de persistencia inflacionaria *(ρ)* en la curva de Phillips neokeynesiana. Una vez más, las economías de mercado emergentes parecen tener niveles más altos de persistencia. Y los países que tienen una historia de *hiperinflación* tienen un nivel de persistencia aun mayor.

Como se puede observar, estos resultados no difieren de lo estimado por los modelos más tradicionales presentados en la sección 3.1. Una vez más, una inflación alta en el pasado implica una mayor persistencia inflacionaria en el presente.

En la sección siguiente, incluiremos la rigidez salarial en el marco neokeynesiano de acuerdo con Blanchard y Galí (2005). El objetivo de esto es ver si existe un cambio en la persistencia estimada debido a estas rigideces.

3.3 Cálculo de nuevos modelos keynesianos con rigidez salarial

Blanchard y Galí (2005) incorporan rigideces salariales en el modelo estructural de inflación. La ecuación de forma reducida que resulta de su modelo estructural es la ecuación (4) que se incluye más adelante. Nótese que esta ecuación resulta muy similar a la especificación de las curvas de Phillips neokeynesianas híbridas utilizadas en muchas aplicaciones de análisis empíricos y de políticas, y que permite tanto términos de inflación rezagados como prospectivos (con coeficientes cuya suma se acerca a uno). En nuestro modelo, el peso relativo de la inflación rezagada se vincula de manera estrecha con el grado de rigidez de los salarios reales. La novedad es la inclusión de la primera diferencia de la brecha de producto rezagada. Esto es el resultado de rigidez salarial, que hace que no sea posible la divina coincidencia –cuando al estabilizar la inflación, el banco central también estabiliza la brecha relevante de bienestar. El coeficiente ρ continúa midiendo la persistencia inflacionaria. Galí y Blanchard demuestran que este coeficiente es una función creciente de rigidez salarial.

$$(4) \qquad \pi_t = \rho\pi_{t-1} + (1-\rho)E_t\left[\pi_{t+1}\right] + \beta_1 h_{t-1} + \beta_2 \Delta h_{t-1} + \varepsilon_t,\ E\left[\varepsilon_t\right] = 0,\ \mathrm{var}\left(\varepsilon_t\right) = \sigma_\varepsilon^2.$$

La columna 4 del cuadro 2 muestra el ρ estimado para esta especificación. El coeficiente promedio de persistencia fue 0.16 y Turquía tiene el más alto, 1.124. Las economías de mercados emergentes que han sufrido *hiperinflación* en el pasado reciente parecen tener en promedio coeficientes más elevados, 0.289 comparado con 0.134 de las economías industriales.

Para todas las estimaciones se buscaron quiebres estructurales mediante las pruebas Andrews-Quandt, Chow y mínimos cuadrados recursivos. No se observaron quiebres en los procesos calculados. Una vez más llevamos a cabo una prueba de Wald de $\rho = 1$ para todas las estimaciones. La hipótesis $\rho = 1$ se rechazó para casi todas las economías con excepción de los Países Bajos. Una vez más, comparamos las diferencias estadísticas de los promedios del coeficiente de persistencia inflacionaria de los diferentes grupos con un enfoque de sistema de ecuaciones.

Otra implicación del modelo de Blanchard y Galí (2005) es la relación entre la inflación y el desempleo como se indica en la ecuación (5). Como explica Mishkin (2007), cuando los investigadores estiman esta ecuación, en general encuentran que los coeficientes de la brecha de desempleo han disminuido en valor absoluto desde el decenio de los ochenta, a menudo en un monto significativo. En otras palabras, la evidencia sugiere que la curva de Phillips se ha achatado.

$$\pi_t = \rho\pi_{t-1} + (1-\rho)E_t[\pi_{t+1}] + \beta_1 u_{t-1} + \varepsilon_t,\ E[\varepsilon_t] = 0,\ \mathrm{var}(\varepsilon_t) = \sigma_\varepsilon^2. \tag{5}$$

La columna 5 del cuadro 2 muestra el ρ estimado para esta especificación. El coeficiente promedio de la persistencia fue 0.246 y España tiene el más alto, 2.921. Las economías de mercados emergentes con *hiperinflación* en el pasado reciente parecen tener en promedio coeficientes más elevados, 0.453 comparado con 0.23 de las economías industriales.

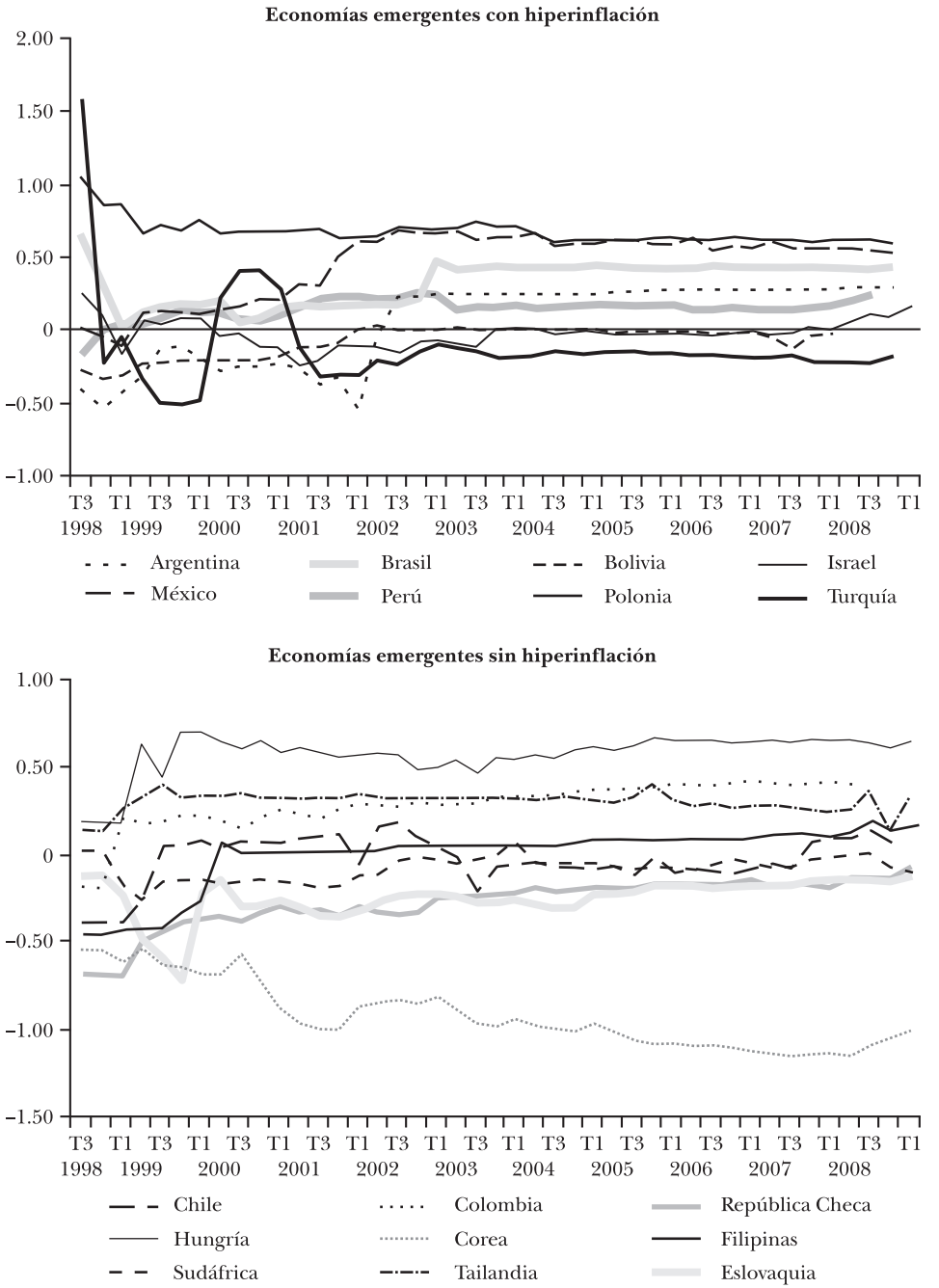
Para todas las estimaciones, se buscaron quiebres estructurales con las pruebas Andrews-Quandt, Chow y mínimos cuadrados recursivos. No observamos quiebres en ninguno de los procesos que estimamos. La prueba de Wald rechazó $\rho = 1$ en casi todas las economías con la excepción de España e Irlanda.

Como se puede observar, una vez más los resultados de ambos modelos de rigidez salarial resultan similares a los modelos tradicionales y al modelo neokeynesiano híbrido. Existe una clara evidencia de que la persistencia es más alta y volátil en las economías emergentes que han sufrido *hiperinflación* que en el resto de nuestra muestra.

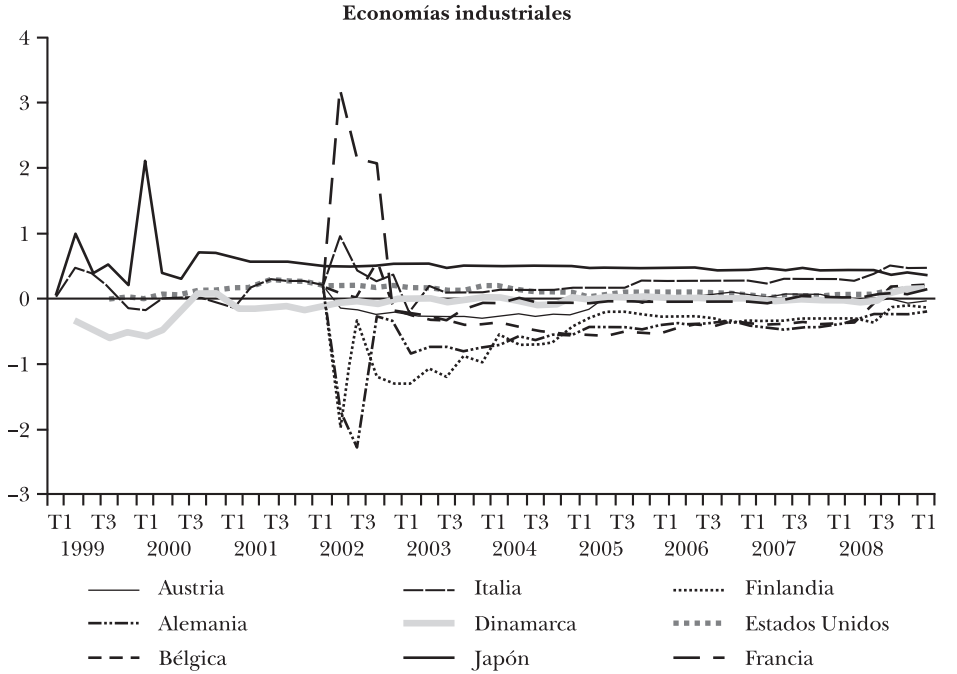
4. CONCLUSIÓN

Analizamos la persistencia inflacionaria en distintos países industriales y emergentes en el pasado reciente mediante la estimación de varios modelos de inflación de forma reducida. Nuestros resultados muestran que la

GRÁFICA II. ESTABILIDAD DE LA INFLACIÓN MODELADA CON PARÁMETROS DE PERSISTENCIA



COMO EN UNA CURVA DE PHILLIPS NEOKEYNESIANA, 1998-2009



persistencia inflacionaria es baja y estable, si bien es cierto que es más baja en los países industriales que en los emergentes. Asimismo, mostramos que incluso los países que han sufrido episodios de *hiperinflación* en los últimos años mostraron bajos niveles de persistencia si bien tienen niveles más altos que los otros países de la muestra. En general, nuestros resultados concuerdan con una representación estable de forma reducida de la inflación y un nivel bajo de persistencia inflacionaria en el mundo.

Al interpretar nuestros resultados, debemos primero reconocer que todos se basan en relaciones de forma reducida. Por ello, se trata de correlaciones y no necesariamente de verdaderas relaciones estructurales. Las variables explicativas de nuestras estimaciones de la inflación están influidas en sí mismas por cambios en las condiciones económicas. Por ello, es posible que cambios en el régimen de política monetaria subyacente produzcan cambios en la dinámica inflacionaria de forma reducida. Este problema es en especial agudo en las relaciones estructurales que involucran expectativas u otros factores que no son observables de manera directa o que no se pueden incluir en regresiones de forma reducida. En tales casos, no podemos utilizar ecuaciones de forma reducida para separar

los efectos de tales factores no observables que en sí mismos pueden deberse a cambios en la política monetaria por esa u otras influencias.

Mishkin (2007) aclara que las expectativas de inflación deben ser un motor clave detrás de la inflación. Por años esta dependencia ha estado implícita en el análisis de la curva tradicional de Phillips, pero ahora las expectativas son explícitas y también son una característica central en las curvas de Phillips neokeynesianas en las que el periodo actual de inflación es una función de las expectativas del próximo periodo y de la brecha de producto.

El anclaje de las expectativas de inflación se debe relacionar con la política monetaria. En los últimos años, la mayoría de los bancos centrales han aumentado su compromiso con la estabilidad de precios tanto en palabras como en hechos. La Reserva Federal, el Banco Central Europeo y varios bancos centrales de economías emergentes se han comprometido a mantener la inflación bajo control. El resultado ha sido inflaciones bajas y estables pero también, como indicamos en este trabajo, una persistencia inflacionaria baja y estable.

La búsqueda de políticas monetarias más agresivas para controlar la inflación y lograr anclarla contribuye a explicar en parte nuestros resultados. Con expectativas de inflación ancladas, el coeficiente de sacrificio desciende y la política monetaria se vuelve más efectiva para mejorar el bienestar de la economía.

Referencias

Altissimo, F., M. Ehrmann y F. Smets (2006), *Inflation Persistence and Price-Setting Behavior in the Euro Area. A Summary of the IPN Evidence*, Banco Central Europeo, junio (Occasional Paper Series, núm. 46).

Batini, N. (2002), *Euro Area Inflation Persistence*, Banco Central Europeo (Working Paper, núm. 201).

Benati, L. (2008), "Investigating Inflation Persistence Across Monetary Regimes", *Quarterly Journal of Economics,* vol. 123, núm. 3, pp. 1005-1060.

Blanchard, O., y J. Galí (2005), *Real Wage Rigidities and the New Keynesian Model*, Conference on Quantitative Evidence of Price Determination, Washington D. C., septiembre, pp. 29-30.

Calvo, G. (1983), "Staggered Prices in a Utility Maximizing Framework", *Journal of Monetary Economics,* vol. 12, pp. 383-398.

Cechetti, G. S., P. Hooper, C. B. Kasman, L. K. Schoenholtz y W. M. Watson (2007), *Understanding the Evolving Inflation Process,* US Monetary Policy Forum, Brandeis University, febrero.

Christiano, L., M. Einchenbaum y E. Charles (2005), "Nominal Rigidities and the Dynamics Effects of Shocks to Monetary Policy", *Journal of Political Economy,* vol. 113, pp. 1-45.

Dossche, M., y G. Everaert (2005), *Measuring Inflation Persistence.A Structural Time Series Approach,* Banco Central Europeo (Working Paper, núm. 495).

Fuhrer, C. J. (2005), *Intrinsic and Inherited Inflation Persistence,* Federal Reserve Bank of Boston (Working Paper Series Federal, núm. 05).

Fuhrer, C. J., y G. Moore (1995), "Inflation Persistence", *Quartely Journal of Economics,* vol. 110, pp. 127-159.

Galí, J., M. Gertler y D. López-Salido (2001), "European Inflation Dynamics", *European Economic Review,* vol. 45, pp. 1237-1270.

Galí, J., y M. Gertler (1999), "A Structural Econometric Analysis", *Journal of Monetary Economics,* vol. 44, pp. 195-222.

Lucas, R. (1976), "Econometric Policy Evaluation: A Critique", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy,* vol. 1, pp. 19-46.

Mishkin, S. F. (2007), Inflation Dynamics, NBER (Working Paper Series, núm. 13147).

Nason, M. J. (2006), *Instability in US Inflation: 1967-2005,* Federal Reserve Bank of Atlanta (Working Paper).

O'Reilly, G., y K. Whelan (2005), "Has Euro-Area Inflation Persistence Changed Over Time?", *Review of Economics and Statistics,* vol. 87, núm. 4, noviembre, pp. 709-720.

Rudd, J., y K. Whelan (2005), *Modelling Inflation Dynamics: A Critical Review of Recent Research,* Federal Reserve Board (Working Paper Series).

Rudebusch, G. (2005), "Assessing the Lucas Critique in Monetary Policy Models", *Journal of Money, Credit and Banking,* vol. 37, pp. 245-272.

Stock, H. J., y W. M. Watson (2003), *Has the Business Cycle Changed? Evidence and Explanations,* Federal Reserve of Kansas City Symposium on Monetary Policy and Uncertainty, agosto, pp. 28-30.

Stock, H. J., y W. M. Watson (2006), *Why Has US Inflation Become Harder to Forecast?,* NBER (Working Paper, núm. 12324).

Taylor, J (1999), "Staggered Price and Wage Setting in Macroeconomic", en J. B. Taylor y M. Woodford (eds.), *Handbook of Macroeconomics,* vol. 1, cap. 15, North-Holland, pp. 1051-1135.

Formación de precios

Introducción

Enrique López E.

En esta sección del libro se incluyen cuatro trabajos que se enfocan en el estudio de la formación de precios en el ámbito microeconómico. 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 a 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.

Para la política monetaria, un mayor conocimiento acerca de la fijación de los precios debe conducir a una mejor precisión acerca del objetivo de inflación óptima. Al respecto se pueden mencionar varias posibilidades: *i)* 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; *ii)* el conocimiento de una posible heterogeneidad sectorial en la persistencia en los precios puede llevar a redefiniciones en relación con el índice de precios que observa la autoridad monetaria; y *iii)* 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.

En los trabajos se utilizan dos instrumentos de análisis que pueden ser complementarios entre sí: las encuestas directas a los productores y las estimaciones de frecuencia y duración utilizando los llamados microdatos provenientes de los índices de precios al consumidor (IPC) o de los puntos de venta minoristas.

En el primer tipo de trabajo, Misas, López y Parra emplean información de una encuesta en la cual se interrogó directamente a los empresarios colombianos sobre la forma en que fijan los precios de sus principales productos. A partir de las respuestas y de su tabulación es posible calcular la frecuencia de cambios en los precios y las medidas implícitas de duración de los mismos. De la encuesta también se puede extraer información relacionada con la frecuencia de los cambios de los precios y su duración. Sin embargo, la principal propiedad que tiene este tipo de encuestas es que brindan la posibilidad de explorar las razones de los empresarios para determinar los precios. De esa forma, si existen también resultados sobre patrones de ajuste de los precios obtenidos con los microdatos de los índices de precios, se pueden explotar las sinergias potenciales desde los diferentes ángulos con que se examina el mismo fenómeno.

Los principales resultados del trabajo de Misas *et al.* son los siguientes:

i) La mayor parte de las ventas realizadas por las empresas colombianas se hace en el mercado interno y con clientes que consideran de largo plazo.

ii) La mayoría de las empresas colombianas emplean reglas dependientes del tiempo en momentos en que la economía se encuentra estable. Esto es cierto para empresas que perciben poca competencia en su entorno. Entre tanto, en periodos de turbulencia económica, las empresas siguen reglas dependientes del estado.

iii) A la hora de revisar los precios, las empresas colombianas consideran igualmente importante el desempeño actual y esperado de la inflación así como de otras variables relevantes dentro del proceso productivo.

iv) La meta de inflación del Banco de la República y el salario mínimo que se fija cada año son considerados factores importantes a la hora de revisar los precios.

v) Las empresas que revisan sus precios en intervalos fijos de tiempo, lo hacen en su mayoría de manera mensual o trimestral.

vi) Las empresas que perciben poca competencia revisan sus precios cada tres meses, mientras que las empresas con elevados niveles de competencia revisan sus precios mensualmente.

vii) Las empresas colombianas siguen tanto estrategias de fijación de precios basadas en costos más un margen de ganancia como estrategias de fijación de precios basada en los precios de los competidores.

viii) Respecto a la segunda etapa del proceso de fijación de precios, los resultados sugieren que el 38% de las empresas colombianas cambia de precios una vez al año, mientras que el 75% de las empresas cambia como máximo dos veces al año.

ix) Los choques de costos son más importantes para explicar aumentos que descensos en los precios, mientras que los choques de demanda importan más a la hora de explicar descensos de los precios.

x) Las prácticas de ajuste de precios cambiaron a lo largo de los cinco años previos a la realización de la encuesta. La principal razón que explica dichos cambios es la mayor variabilidad registrada en los precios de los insumos.

xi) Los cambios de precios son menos frecuentes que las revisiones de precios. De otro lado, en condiciones normales de la economía, las empresas más flexibles son aquellas que siguen reglas dependientes del estado, mientras las empresas menos flexibles siguen reglas dependientes del tiempo.

xii) La hipótesis de los precios basados en costos es la principal explicación de por qué las empresas no cambian de manera más frecuente los precios.

El trabajo de Fernández Bujanda tiene como objetivo analizar la frecuencia de variación de los precios al consumidor en Venezuela con información de la base de datos del IPC del área metropolitana de Caracas. Para la estimación de la duración de los precios en el trabajo se utilizan los métodos directo e indirecto. Según el autor, el primero estima cuánto tarda un precio en cambiar haciendo uso de la distribución de las duraciones, la cual se puede calcular con la información contenida en el conjunto de datos de panel. El segundo método calcula la duración con la frecuencia en que cambian los precios cada mes. El principal hallazgo de la investigación de Fernández se refiere a la velocidad con la cual cambian los precios en Venezuela. Se encuentra que el tiempo promedio de la variación de los precios en ese país es de 2.6 meses con una mediana de 1.9 meses. También se encuentra que la duración de los cambios de los precios es heterogénea entre sectores: los precios de servicios como educación y salud tienden a ser más rígidos que los del resto de sectores.

El trabajo de Ysusi cuantifica el grado de rigideces nominales de los precios al consumidor para diferentes sectores de la economía mexicana. Para ello presenta la descomposición de los datos en las frecuencias, las

duraciones implícitas y las magnitudes de cada sector calculados para un conjunto de microdatos provenientes del IPC. El estudio abarca el período comprendido entre julio de 2002 y diciembre de 2009, en el cual el Banco de México adoptó el régimen de metas de inflación. Cabe agregar que en ese lapso de tiempo la inflación se situó en niveles históricamente bajos y fue relativamente estable. Los principales resultados del estudio muestran que en México existe una considerable heterogeneidad en el comportamiento de determinación de precios entre distintos sectores y a través del tiempo. Por otro lado, se encontró que el porcentaje de empresas que cambian los precios se modifica cuando se presentan choques que afectan la inflación.

Un rasgo que caracteriza el trabajo de Borraz y Zipitría es la base de datos utilizada. Esta última contiene los precios diarios de 117 artículos capturados en tiendas de abarrotes en las principales ciudades de Uruguay durante el período comprendido entre abril de 2007 y diciembre de 2010. La riqueza de la base de datos permite a estos autores hacer algunos ejercicios específicos. Para comenzar estudian las rigideces de precios computando la probabilidad media de fluctuaciones diarias en las cotizaciones y su duración media medida en meses. Se encuentra que los precios minoristas en Uruguay cambian con frecuencia. Los precios son menos rígidos que en Estados Unidos y Brasil pero más rígidos que en el Reino Unido y Chile. La duración media de precios en Uruguay es de dos meses y medio. Por otro lado, al examinar la existencia de estacionalidad no se encuentra evidencia de un patrón estacional en el ajuste de precios. Solo con algunas excepciones tampoco se encuentra que la probabilidad de ajuste de los precios varíe de manera positiva con la inflación esperada. Contar con datos diarios posibilita que los autores analicen las decisiones de ajuste de precios de las empresas por día del mes. Se encuentra que la probabilidad de fluctuaciones de precios en el primer día del mes es nueve veces superior a la de cualquier otro día. Por último, al estimar la tasa de riesgo con el objeto de estudiar si la probabilidad de fluctuaciones de precios depende del tiempo, se encuentra que la sincronización de cambios de precios es bastante alta. Esta evidencia parece señalar un modelo dependiente del estado para los cambios de precio.

Fijación de precios minoristas: el caso de Uruguay

Fernando Borraz y Leandro Zipitría*

1. INTRODUCCIÓN

En los últimos años se ha producido una mayor cantidad de literatura empírica acerca del comportamiento de los precios. A medida que se dispone de un conjunto de datos nuevo y detallado, se ha observado la elaboración de numerosos estudios sobre los fundamentos microeconómicos de la fijación de precios de las empresas (en su mayoría minoristas) y su impacto en la inflación. Este análisis ha permitido comprender

* F. Borraz es funcionario del Banco Central del Uruguay y del Departamento de Economía, Facultad de Ciencias Sociales, Universidad de la República, y L. Zipitría es funcionario de la Universidad de Montevideo y de la Universidad de San Andrés (Buenos Aires, Argentina). Este artículo se elaboró en el marco de la Investigación Conjunta de la Red de Investigadores del CEMLA y se presentó en la XV Reunión de la Red de Investigadores de Bancos Centrales del Continente Americano, La Paz, Bolivia, del 3 al 5 de noviembre de 2010. Los autores agradecen a Bruno Delgado y Fernando Antía de la Dirección General de Comercio, del Ministerio de Economía y Finanzas, su buena disposición para proporcionarles información, y a Sebastián Barbat y Fernando Vieites, de Multiahorro, por sus útiles observaciones sobre el sector de supermercados. Asimismo, agradecen a Alberto Cavallo, Walter Cont, Juan Carlos Hallack, Daniel Heymann, Gerardo Licandro, Roberto Rigobon, Mariano Tommasi, Gregory Veramendi y a los participantes de seminarios en el Banco Central del Uruguay, la Universidad de San Andrés, la Western Michigan University, así como de la reunión de la Asociación de Economía de América Latina y el Caribe de 2010, por sus pertinentes sugerencias. También agradecen a Graciela Sanroman y a la comunidad Gretl, en especial a Allin Cottrell, por su ayuda para elaborar la secuencia de instrucciones para crear la base de datos. Las opiniones expresadas en este artículo son de los autores y no comprometen a las instituciones para las que laboran. Los errores son sólo responsabilidad de los autores. Correos electrónicos: ⟨fborraz@bcu.gub.uy⟩ y ⟨lzipitria@correo.um.edu.uy⟩.

mejor el comportamiento, la dispersión y la volatilidad de los precios.

En esta investigación, se usó un conjunto de datos rico y único de 30 millones de precios diarios de tiendas de abarrotes y supermercados de todo el país para analizar hechos estilizados acerca del comportamiento de los precios del consumidor. Los hallazgos son los siguientes: *i)* La duración media de los precios es de dos meses y medio. Por lo tanto, los precios minoristas en Uruguay son menos rígidos que en Estados Unidos (EUA) y Brasil, pero más rígidos que en Chile y en el Reino Unido. *ii)* No se encontró evidencia de un patrón estacional en la verosimilitud de los ajustes de precios. *iii)* La frecuencia del ajuste de precios sólo está correlacionada con la inflación esperada de la categoría de productos de aseo personal. Sin embargo, para la categoría de alimentos se encontró que las empresas cambian los puntos porcentuales de ajuste y no así la frecuencia. *iv)* La probabilidad de cambio en los precios durante el primer día del mes no es constante a través del tiempo. *v)* No existe una alta sincronización del cambio de precios en la base de datos utilizada, ni en relación con la ciudad ni con la cadena. En conjunto, el análisis parece ser consistente con los modelos dependientes del tiempo, aunque la alta sincronización de los cambios de precios durante el primer día del mes espera por una mejor formalización teórica.

1.1 Un breve repaso de la investigación empírica

Aunque en la literatura macroeconómica se encuentran diferentes modelos teóricos que explican estos temas (como los de costos de menú, los de rigidez de precios o rigidez de información, o estrategias de fijación de precios que dependen del tiempo o del estado de la economía), los hechos estilizados que consigna la literatura evitan una formalización única. Klenow y Malin (2010) ofrecen un panorama actualizado y conciso de la evidencia empírica, y cotejan la información con diferentes modelos teóricos. Subrayan diez hechos del comportamiento microeconómico de los precios, entre los que destacan que estos cambian al menos una vez al año; que el principal instrumento para ajustar a la baja los precios es el descuento; que la mayoría de los mercados poseen un precio de referencia más rígido; que los precios de los bienes difieren en su frecuencia de ajuste y sus cambios son asincrónicos entre ellos; que hay fuerzas microeconómicas distintas de la inflación agregada que explican el comportamiento de los precios y, por último, que los precios se ajustan sobre todo cuando ocurren modificaciones en los salarios.

Gopinath y Rigobon (2008) estudian la rigidez de los productos comercializados utilizando microdatos sobre los precios de las importaciones y las exportaciones estadounidenses en puerto del periodo 1994-2005, y encuentran una permanencia larga de los precios de productos comercializados (de 10.6 meses para las importaciones y de 12.8 meses para las exportaciones); alta heterogeneidad en la rigidez de precios entre productos en escala desagregada; una probabilidad descendente de ajuste de precios en el tiempo para las importaciones, y un efecto traspaso del tipo de cambio a los precios de las importaciones estadounidenses más bien bajo.

Nakamura y Steinsson (2008) utilizan el índice de precios al consumidor (IPC) y el índice de precios básicos al productor (IPP) de la Bureau of Labor Statistics (BLS) de Estados Unidos, del periodo 1988-2005, para estudiar la rigidez de precios. Sus resultados muestran: una duración de precios regulares de entre 8 y 11 meses, luego de excluir liquidaciones y ofertas; que las temporadas de liquidaciones y ofertas son una fuente importante de flexibilidad en los precios (en general, de flexibilidad a la baja de los precios); que, luego de excluir las liquidaciones, alrededor de un tercio de los cambios en los precios son rebajas; que los aumentos de los precios covarían fuertemente con la inflación, en contraste con las bajas de precios; y que los cambios en los precios son muy estacionales (sobre todo en el primer trimestre). Finalmente, encuentran que la función de riesgo de los cambios de precios, la cual calcula la probabilidad de un cambio de precio luego de t periodos sin modificaciones es ligeramente descendente, lo que implica que la probabilidad de que un precio cambie decrece conforme más tiempo haya pasado desde su última modificación.

Algunas de estas conclusiones son relativizadas en Klenow y Kryvtsov (2008). Con información mensual de precios del BLS del periodo 1998-2004, estos autores hallan que los precios cambian con bastante frecuencia, cada 3.7 meses si la temporada de liquidaciones y ofertas se incluye, pero cada 7.2 meses si se excluye. Ellos comparan los resultados con los obtenidos por otras investigaciones para Estados Unidos y concluyen que la metodología utilizada acerca de cómo incluir o no las temporadas de liquidación y cómo se toman en cuenta los precios de los bienes sustitutos, cambia la estimación de la rigidez de precios. Los cambios en los precios son bastante grandes, ya que llegan a alcanzar un 10% anual en su muestra. Asimismo, hallan un gran número de pequeñas variaciones de precios: cerca del 44% de las variaciones son menores que un 5% en valor absoluto, con un 12% siendo menor que un 1%. La distribución del monto

de tales cambios es similar entre aumentos y disminuciones. La estimación de la tasa de riesgo para un artículo dado es bastante fija, luego de considerar la mezcla heterogénea de tasas de riesgo para diferentes bienes, es decir, un sesgo de sobrevivencia.

Ellis (2009) estudia el comportamiento de precios en el Reino Unido; y halla escasas rigideces de precios en la industria minorista. Los precios se modifican con frecuencia (la duración media es de alrededor de dos semanas) incluso luego de obviar promociones y liquidaciones. Relaciona sus hallazgos con la frecuencia de los datos: utilizar datos semanales en lugar de mensuales se traduce en más cambios en los precios. Cuando analiza el signo de la modificación de precios en las reversiones de estos (es decir, precios que cambian para luego regresar al original), encuentra que predominan las bajas de precios, lo cual es coherente con las ventas. Asimismo, el rango de modificaciones en los precios en muy amplio: hay algunos productos con amplias variaciones en sus precios, y un gran número que tiene pequeñas variaciones. Finalmente, encuentra que todos los productos tienen funciones de riesgo decrecientes como indican Nakamura y Steinnson (2008).

Los estudios para América Latina no son abundantes debido a la falta de disponibilidad de datos de punto de venta, y los pocos que existen se han concentrado en microdatos del IPC. Barros *et al.* (2009) y Medina *et al.* (2007) analizan la formación de precios en Brasil y Chile respectivamente. Muestran que la frecuencia de ajuste es diferente que la obtenida utilizando macrodatos. Calculan una duración media de cuatro y tres meses en Brasil y Chile respectivamente. Debido a que sus datos son mensuales, no pueden observar fluctuaciones de precios en el mes. Asimismo, los datos del IPC presentan mayores errores de medición que los datos en punto de venta. Chaumont *et al.* (2010) estudian el comportamiento de fijación de precios en Chile utilizando datos semanales. Encuentran una significativa heterogeneidad en el comportamiento de precios en los supermercados. Un hallazgo sobresaliente es la relativa flexibilidad de precios de los supermercados chilenos en su base de datos; la duración de los precios es de 1.3 semanas, aún más baja que en el Reino Unido –ver Ellis (2009). A diferencia de Nakamura (2008), determinan que casi el 35% de las fluctuaciones de precios son idiosincrásicas a choques de las cadenas o los productos, y el 65% de las modificaciones en precios son choques comunes que afectan a todos los productos de una categoría y a todas las tiendas de un país a la vez. La única investigación que compara las rigideces de precios a través de América Latina es Cavallo (2010). El autor utiliza

datos obtenidos en línea para Argentina, Brasil, Chile, Colombia y Uruguay. Encuentra rigidez de precios en Chile y una relativa flexibilidad de precios en Brasil.

Hasta donde conocemos, este trabajo es el primero que analiza el comportamiento de precios minoristas una economía pequeña y abierta y que utiliza datos de precios diarios de todas las regiones del país. El objetivo de este estudio es describir hechos estilizados de la formación de precios en Uruguay, y compararlos con los de la literatura disponible. Este trabajo se organiza de la siguiente manera: la siguiente sección presenta una descripción detallada de la base de datos; luego se presentan los hallazgos principales del análisis y se ofrece una breve comparación con la evidencia disponible. Luego, se analizan las implicaciones de los hallazgos obtenidos para la literatura teórica existente. En la última sección se ofrecen las principales conclusiones.

2. DATOS

Analizamos un microconjunto de datos con frecuencia diaria compilado por la Dirección General de Comercio (DGC) que incluye más de 300 almacenes de todo el país y 155 productos (ver en el anexo 1 el mapa de las ciudades que abarca el conjunto de datos). Las marcas de los productos se escogieron como las más representativas del producto descrito, y como las más vendidas de cada categoría. Los productos de la muestra representan al menos el 12.6% de los bienes y servicios de la canasta del IPC (ver anexo 2).

La DGC es la autoridad a cargo del cumplimiento de la Ley de Protección al Consumidor, del Ministerio de Economía y Finanzas, de Uruguay. En 2006 el poder legislativo aprobó una nueva ley que modificaba la base impositiva y las tasas del impuesto al valor agregado (IVA). La tasa básica se redujo del 23% al 22% y la mínima (alimentos básicos, habitaciones de hotel en temporada alta, ciertos servicios de salud y electricidad para consumo público) del 14% al 10%. Además se eliminaron algunas exenciones (por ejemplo, en salud, transporte de pasajeros, venta de casas nuevas). Se eliminó un impuesto con tasa del 3% al consumo intermedio de bienes (COFIS). La reforma impositiva también redujo las asimetrías entre sectores de actividad en relación con la contribución a la seguridad social por parte del empleador y creó un impuesto sobre la renta personal.

Debido a que el Ministerio de Economía y Finanzas consideraba que

el efecto traspaso de la reducción impositiva a los precios al consumidor podría ser incompleto, publicó un conjunto de datos abierto y público en diferentes almacenes y supermercados para dar seguimiento a dicho efecto para los consumidores. En este sentido, la DGC emitió la Resolución número 061/006 que obligaba a los almacenes y supermercados a informar los precios diarios de una lista de productos si las tiendas cumplían con las siguientes dos condiciones: *i)* vendían más del 70% de los productos incluidos en el anexo 2 de dicha Resolución; y *ii)* tenían más de cuatro tiendas de abarrotes con el mismo nombre, o más de tres cajeros en una tienda. La información suministrada por cada supermercado tiene carácter de declaración jurada, lo que significa que está sujeta a sanciones en caso de ser falsa.

La DGC publicó la información en una página de internet que presentaba los precios mensuales promedio de cada producto para cada tienda de la canasta indicada (ver http://www.precios.gub.uy/publico/). Esta información se encuentra disponible en los primeros diez días del mes siguiente. Se debe notar que esta información no posee usos ulteriores; por ejemplo, no se utiliza para control de precios, ni para después instrumentar políticas de control en los supermercados o los productores. La idea era brindarles a los consumidores mayor información acerca de los precios para que pudieran realizar sus compras en las tiendas más baratas.

Los productos de los que se debía informar a la DGC se definieron luego de una encuesta entre las principales cadenas de supermercados sobre sus ventas anuales de cada producto y marca. Luego de descartar las marcas propias de los supermercados, se escogieron las tres más vendidas de cada producto para que se informara sobre ellas. Se homogenizaron la mayoría de los artículos para que fueran comparables, y cada supermercado informa siempre sobre el mismo artículo. Por ejemplo, cuando se trata del agua mineral embotellada marca Salus, todas las tiendas y supermercados informan sobre su presentación de 2.25 litros. Si esta variedad de producto específica no estaba disponible en la tienda, entonces no se informaba.

Cada artículo se define por su código universal de producto (CUP) excepto la carne, los huevos, el jamón, algunos tipos de queso y pan. En ciertos casos, como la carne o algunos tipos de queso, se indican definiciones generales, dado que se podían homogenizar debido a su naturaleza. En el caso del pan, la mayoría de los almacenes compran pan congelado y lo hornean; no lo producen en la tienda. Las tiendas de abarrotes venden un tipo de pan diferente, por lo que en algunos casos el pan sobre

el que se informa no coincide con la definición, o estos almacenes prorratean el precio suministrado a la DGC; es decir que si la tienda vendió pan en porciones de 450 gramos y el pan del que se debía informar era de 225 gramos, indicaban la mitad del precio.

Todos los meses, la DGC emite un informe breve con detalles sobre la evolución de los precios. Este informe consigna el número de productos que han aumentado o bajado de precio. Los valores utilizados para estos cálculos son el promedio simple del precio de mercado de cada producto.

La base de datos comienza en marzo de 2007 y la nueva base impositiva entró en vigor en julio de 2007. Algunos meses después se agregaron nuevos productos a la base de datos luego de un brote inflacionario en productos de consumo básico en 2008. El gobierno realizó "acuerdos voluntarios de precios por sector" con productores de aceite para ensalada, arroz y carne. Adicionalmente, en el segundo semestre de 2010, se añadieron nuevos bienes al conjunto de datos con el fin de extender su representatividad.

Dos días después de que termine el mes, cada supermercado carga su información de precios en la DGC. Luego comienza un proceso denominado de verificación de precios. Este proceso comienza con el cálculo del precio promedio de cada artículo en la canasta. Se selecciona todo precio que sea un 40% más alto o más bajo que el promedio. Luego se contacta al supermercado para verificar si el dato informado es correcto. Si no se recibe respuesta del supermercado, o si el supermercado confirma el precio informado, se coloca en la página de internet tal cual fuera informado. Si el supermercado corrige el precio, lo que es excepcional, se modifica en la base de datos y se difunde por internet.

Nuestra base de datos posee precios diarios de 155 artículos desde abril de 2007 a diciembre de 2010. De la base de datos se eliminaron: *i)* aquellos artículos que no estaban correctamente categorizados (marcados con XXX y 0); *ii)* el jamón, en la medida que diferentes productos compartían de manera errónea el mismo código CPU; y *iii)* una marca –Leonesa– de jamón barato y carne que compartían el mismo código CPU. La lista completa de productos se encuentra en el anexo 2. Asimismo, se eliminaron los datos de marzo de 2007 porque tenían carácter preliminar y no los habían publicado en internet. Finalmente, se omitieron aquellos productos (y supermercados) para los que no hubo datos durante más de la mitad del periodo.

Terminamos con información sobre 117 productos en 303 tiendas de abarrotes de 45 ciudades en los 19 departamentos de Uruguay (ver anexo

1). Estas ciudades albergan el 80% de la población total de Uruguay. La capital del país, Montevideo, donde habita el 45% de la población del país, concentra el 60% de los supermercados de la muestra.

El cuadro 1 resume el número total de observaciones de precios (30 millones) según cuatro categorías: *alimentos, bebidas no alcohólicas, bebidas alcohólicas* y *productos de higiene personal y limpieza* (indicados como *limpieza*). Los alimentos constituyen la categoría principal, seguidos de los productos de higiene personal y las bebidas.

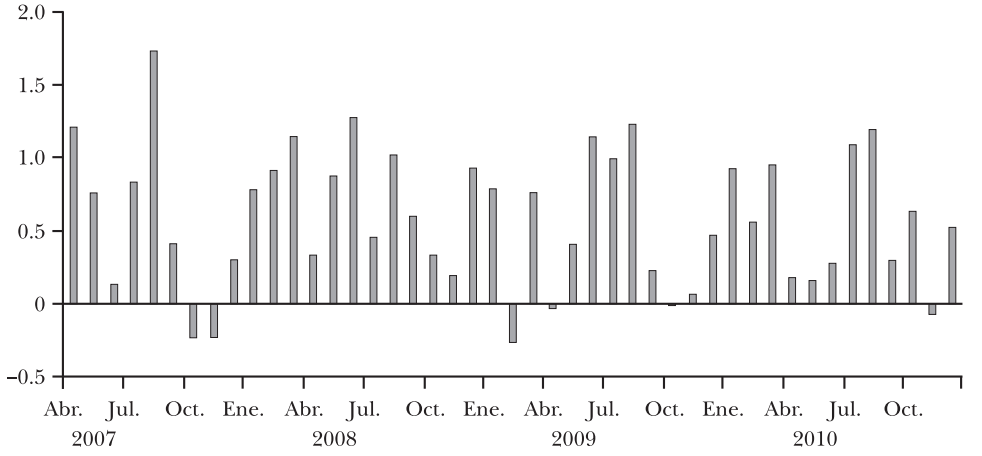
CUADRO 1. NÚMERO DE OBSERVACIONES DIARIAS DE PRECIOS POR CATEGORÍA, ABRIL DE 2007 A DICIEMBRE DE 2010

Categoría	*Número de observaciones*	*Porcentaje del total*
Alimentos	20,380,541	66
Bebidas no alcohólicas	1,814,628	6
Bebidas alcohólicas	1,486,176	5
Limpieza	7,038,089	23
Total	*30,719,434*	*100*

FUENTE: Elaboración propia con base en datos del Ministerio de Economía y Finanzas.

Por último, dado que nuestros resultados podían obedecer a diferencias en la inflación general de la muestra, graficamos la variación mensual de precios. Este periodo se caracterizó por brotes inflacionarios (la mediana de la tasas de inflación mensual fue del 0.56%), y el gobierno estaba preocupado por que la inflación pudiese alcanzar un nivel alto a mediano plazo.

GRÁFICA I. TASA DE INFLACIÓN MENSUAL, 2007-2010 (%)



FUENTE: Instituto Nacional de Estadística.

3. RESULTADOS

Esta sección muestra los resultados principales del análisis, divididos en seis puntos. El primero revisa la frecuencia de ajuste de los precios. El segundo estudia la presencia de estacionalidad en el ajuste de precios de los supermercados. El tercero estudia el nexo entre las fluctuaciones de precios individuales y la inflación general esperada. El cuarto analiza las fluctuaciones de precios por día del mes, lo que es innovador en la literatura. El quinto computa las tasas de riesgo de los cambios de precios. Finalmente, el sexto estudia la sincronización de precios para las cadenas y las ciudades.

3.1 Frecuencia de ajustes de precio

Como es común en la literatura, primero estudiamos la rigidez de precios computando la probabilidad media de fluctuaciones diarias de precios y la duración media de precios en meses, para contrastar los resultados separando los aumentos de las reducciones de precios. Se debe notar que estudiamos toda la muestra sin hacer diferencias entre si hubo o no ventas de liquidación. Desde un punto de vista teórico, si bajó un precio por una venta de liquidación, este hecho muestra la flexibilidad de precios, y no es nuestra intención eliminar tal observación (ver Klenow y Kryvtsov, 2008).

La fluctuación diaria de precios promedio de toda la muestra es de un –nada despreciable– 1.3%. Esto implica una modificación media de precios cada 75 días o cada dos meses y medio en promedio, lo que es considerablemente más bajo que la estimación de Nakamura y Steinsson (2008) y Nakamura (2008), pero más elevado que los resultados de Chaumont *et al.* (2010) para Chile y de Ellis (2009) por cerca de dos semanas. Tal cifra es ligeramente menor que la duración media de tres y cuatro meses que hallaron Barros *et al.* (2009) y Medina *et al.* (2007) para Brasil y Chile, respectivamente.

Tenemos dos explicaciones para este hallazgo. En primer lugar, se trata de un periodo de inflación relativamente alta, por lo que uno podría esperar que los precios fluctuaran con rapidez: la inflación media mensual durante tal periodo en Uruguay fue del 0.56%. Segundo, como nuestra base de datos cuenta con precios diarios, podemos calcular las fluctuaciones de precios de manera más precisa que en investigaciones previas, que sólo utilizan datos semanales o mensuales. En este caso, podemos

identificar de manera temprana las fluctuaciones en los precios y nuestra medición de la rigidez de precios sería más sensible a estas fluctuaciones, lo que resultaría en menor rigidez de precios en nuestra base de datos.

En consonancia con Nakamura y Steinsson (2008), el 40% de los cambios en los precios son a la baja. En el cuadro 2 se presenta la probabilidad media de las fluctuaciones de precios, el porcentaje que son reducciones y la permanencia media mensual por categoría de producto.

CUADRO 2. CAMBIOS DE PRECIOS Y DURACIÓN POR CATEGORÍA

Categoría	*Mediana de la probabilidad de cambio de precios diario*	*Porcentaje de caída*	*Duración en meses*
Alimentos	0.013	40.6	2.5
Bebidas no alcohólicas	0.010	33.3	3.2
Bebidas alcohólicas	0.009	30.0	3.5
Limpieza	0.017	42.0	1.9
Total	*0.013*	*40.4*	*2.5*

FUENTE: Elaboración propia con base en datos del Ministerio de Economía y Finanzas.

Nuestros resultados muestran que los productos cuyos precios se modifican con mayor frecuencia son los de la categoría de higiene personal, y que lo opuesto ocurre con las bebidas alcohólicas. Hay una variación significativa en la rigidez de precios entre las categorías de productos, que va desde 1.9 meses para la limpieza hasta 3.5 meses para bebidas alcohólicas.

El anexo 3 presenta un análisis detallado de este resultado para cada producto de la muestra. Hay una alta variabilidad de resultados entre los productos. Por ejemplo, hay algunos que cambian de precio con mucha rapidez, como los quesos Disnapt y Cerros del Este, cuyos precios se modifican cinco y dos veces al mes respectivamente, y otros que lo cambian con mayor lentitud como los huevos El Ecologito y la sal Torrevieja, cuyos precios se mantienen hasta cinco meses.

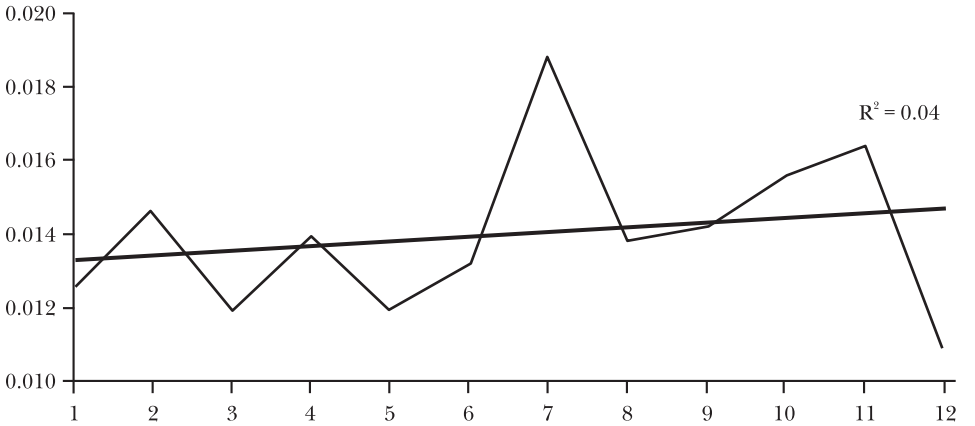
3.2 Estacionalidad de las fluctuaciones de precios

Un segundo tema en estudio es la presencia de estacionalidad en el patrón de ajuste de precios. Nakamura y Steinsson (2008) encuentran que los ajustes de precios en Estados Unidos son muy estacionales, y se concentran en el primer trimestre para luego decrecer. Esta estacionalidad de Nakamura y Steinsson (2008) es coherente con el cálculo de rigidez de precios de alrededor de ocho meses. En cambio, Ellis (2009) encontró

que no había estacionalidad mensual en su estudio, resultado acorde con la rigidez de precios de sólo dos semanas. Como encontramos una rigidez de precios de dos meses y medio, esperaríamos no encontrar estacionalidad en los datos.

La gráfica II muestra que no existe un patrón de estacionalidad claro en el ajuste de precios de las empresas.

GRÁFICA II. PROBABILIDAD DE CAMBIO DE PRECIOS POR MES



FUENTE: Elaboración propia con base en datos del Ministerio de Economía y Finanzas.

Adicionalmente, este patrón casi desaparece cuando se observan los datos de manera trimestral. El porcentaje de fluctuaciones diarias de precios en el primer trimestre es de un 1.28%, del 1.29% en el segundo trimestre, del 1.58% en el tercero, y de un 1.49% en el cuarto trimestre. Las fluctuaciones de precios más altas parecen concentrarse en el tercer trimestre. A continuación observamos el comportamiento estacional de los precios por categoría (ver cuadro 3).

Todas las categorías excepto *limpieza* manifiestan el número más alto de fluctuaciones de precios en el tercer trimestre, aunque no hay una tendencia clara en los datos. No podemos concluir que haya un carácter estacional en la velocidad de los ajustes de precios.

A continuación estudiamos si hay un carácter estacional en el nivel de ajustes de precios. La gráfica III muestra la tasa de aumento de precios condicionada a las fluctuaciones de precios por mes. Una vez más, no observamos un patrón de estacionalidad claro. Se debe indicar que en Uruguay los trabajadores reciben medio sueldo adicional en los meses de junio y diciembre. Asimismo, en diciembre por los festejos de fin de año las

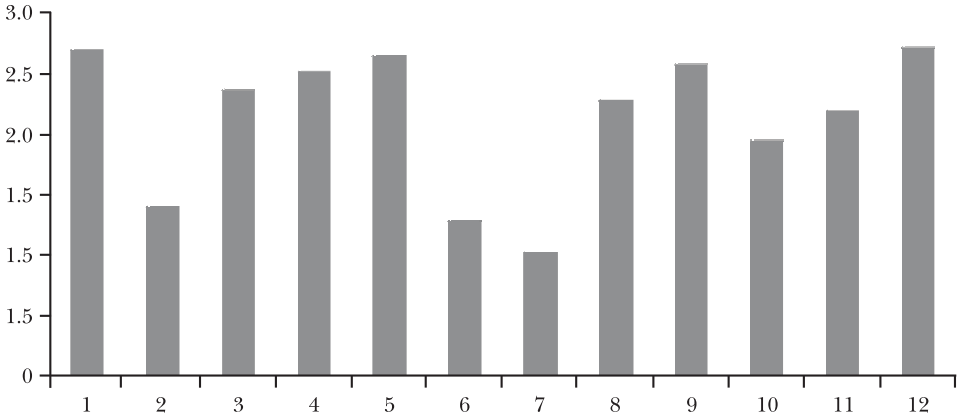
CUADRO 3. ESTACIONALIDAD. PROBABILIDAD DE CAMBIO DE PRECIO POR CATEGORÍA DE PRODUCTO Y TRIMESTRE

Trimestre/categoría	*Alimentos*	*Bebidas no alcohólicas*	*Bebidas alcohólicas*	*Limpieza*
1	0.013	0.008	0.006	0.013
2	0.012	0.009	0.008	0.017
3	0.016	0.012	0.010	0.018
4	0.015	0.010	0.009	0.019

FUENTE: Elaboración propia con base en datos del Ministerio de Economía y Finanzas.

ventas en los supermercados en general se incrementan.[1] Habiendo indicado esto, no encontramos fluctuaciones en los precios impulsadas por la demanda.

GRÁFICA III. TASA DE CRECIMIENTO DE PRECIOS DADOS CAMBIOS DE PRECIOS POR MES (%)



FUENTE: Elaboración propia con base en datos del Ministerio de Economía y Finanzas.

3.3 Fluctuaciones individuales de precios e inflación

A continuación, estudiamos si las fluctuaciones de precios y la inflación se mueven juntas. Ellis (2009) sugiere una relación positiva entre la frecuencia de ajuste de precios en su muestra y la percepción de inflación sondeada por el Banco de Inglaterra. El cuadro 4 contrasta los resultados de la regresión de mínimos cuadrados ordinarios de la duración media de precios y las fluctuaciones de precios contra la inflación esperada, la

[1] En Uruguay, las ventas de los supermercados a menudo se aumentan de manera significativa un día antes de que cierren. Los días 1 y 6 de enero, 1 de mayo y 25 de diciembre, son días en que usualmente los supermercados no abren.

devaluación anual y una variable indicativa de la reforma impositiva. La variable de inflación esperada es el pronóstico medio de un sondeo de expertos llevado a cabo por el Banco Central del Uruguay. La regresión muestra una sorprendente correlación positiva entre la inflación esperada y la duración de los precios. Se podría sugerir que si los precios tienden a la rigidez, las expectativas de inflación deberían no ser de aceleración de la inflación. Resulta interesante señalar que no observamos correlación entre la inflación y el porcentaje de variación de precios individuales.

CUADRO 4. CAMBIOS DE PRECIOS INDIVIDUALES Y PERCEPCIONES DE INFLACIÓN: ESTIMACIONES POR MCO, ABRIL DE 2007 A DICIEMBRE DE 2010

	Variable dependiente			
	Probabilidad de cambio de precio	*Cambio de precio en porcentaje*		
Variables		*Todos*	*Aumentos*	*Caídas*
Inflación esperada anual	0.001	–0.024	0.449	–0.640[a]
	(0.001)	(0.412)	(0.369)	(0.194)
Variable indicadora reforma tributaria mayo de 2007	0.008[c]	3.052[c]	3.659[b]	–1.043
	(0.004)	(1.792)	(1.604)	(0.844)
Variable indicadora reforma tributaria junio de 2007	0.012[b]	–4.102[b]	2.500	–0.288
	(0.004)	(1.790)	(1.602)	(0.843)
Variable indicadora reforma tributaria julio de 2007	0.011[b]	–1.371	–4.849[a]	2.740[a]
	(0.004)	(1.789)	(1.602)	(0.843)
Variable indicadora reforma tributaria agosto de 2007	–0.018[a]	3.396[c]	–0.550	–1.401
	(0.004)	(1.793)	(1.605)	(0.845)
Variable indicadora reforma tributaria septiembre de 2007	–0.009[a]	–0.390	0.183	0.479
	(0.003)	(1.293)	(1.158)	(0.609)
Constante	–0.001	1.520	5.090[b]	–4.304[a]
	(0.007)	(2.780)	(2.488)	(1.309)
Observaciones	45	45	45	45
R^2	0.733	0.229	0.405	0.399

FUENTES: Elaboración propia con base en datos del Ministerio de Economía y Finanzas; y del Banco Central del Uruguay.

NOTA: Errores estándares entre paréntesis.

[a] $p < 0.01$, [b] $p < 0.05$, [c] $p < 0.1$.

Para comprender mejor la relación entre los precios diarios individuales y la inflación, estimamos la ecuación previa por categoría de producto. El cuadro 5 muestra los resultados del coeficiente de la inflación esperada.

Resulta interesante que estos indican que sólo en la categoría de *limpieza* hay una asociación positiva entre probabilidad de cambios en los precios y la inflación esperada. Para las otras categorías, la correlación es cero. Esto significa que las expectativas acerca de inflación futura no influyen en las estrategias de precios de las empresas en esos mercados. No hallamos asociación entre los cambios en los precios y la tasa promedio de disminuciones de los precios en la categoría de *alimentos*.

CUADRO 5. CAMBIOS DE PRECIOS INDIVIDUALES Y PERCEPCIONES DE INFLACIÓN: ESTIMACIONES MEDIANTE MCO POR CATEGORÍA DE PRODUCTO, ABRIL DE 2007 A DICIEMBRE DE 2010

	Variable dependiente			
	Probabilidad de cambio de precios	*Cambio de precios en porcentaje*		
Categoría		*Todos*	*Aumentos*	*Caídas*
	Coeficiente–Error estándar en la inflación esperada anual			
Alimentos	0.001	–0.168	0.700	–0.771[a]
	(0.001)	(0.522)	(0.456)	(0.221)
Bebidas no alcohólicas	–0.001	–1.644[c]	–1.678	0.393
	(0.001)	(0.924)	(1.997)	(0.513)
Bebidas alcohólicas	0.003	0.298	0.256	–0.064
	(0.002)	(0.790)	(0.781)	(0.552)
Limpieza	0.003[b]	0.839	0.195	-0.602
	(0.001)	(0.527)	(0.477)	(0.361)
Observaciones	45	45	45	45

FUENTES: Elaboración propia con base en datos del Ministerio de Economía y Finanzas; y del Banco Central del Uruguay.

NOTA: Errores estándares entre paréntesis.

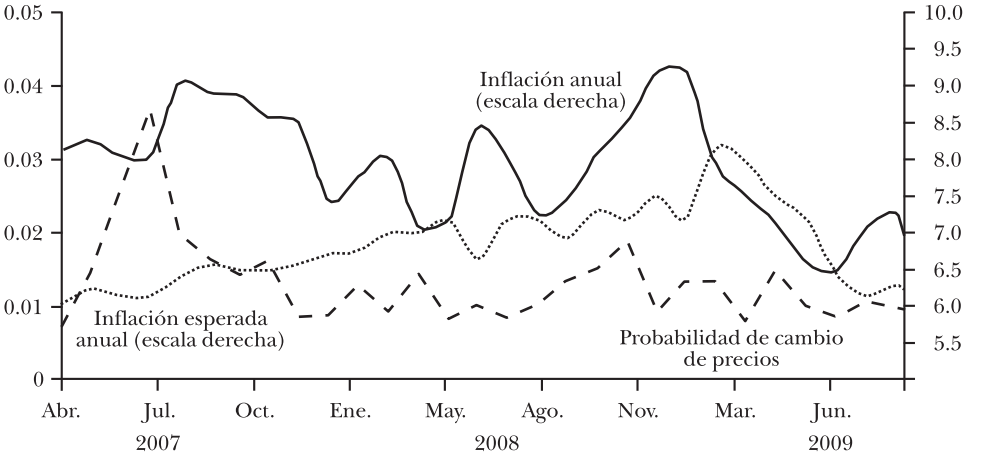
[a] $p < 0.01$, [b] $p < 0.05$, [c] $p < 0.1$.

Para ofrecer mayor evidencia en este tema, en la gráfica IV se observa la frecuencia de ajuste de los precios (escala izquierda), la inflación y la inflación esperada (escala derecha). No se observa asociación entre los cambios de los precios y las percepciones de inflación.

3.4 Fluctuaciones de precios por día del mes

Dado el hecho de que disponemos de datos diarios, podemos analizar las decisiones de ajuste de precios de las empresas por día del mes. El panel A de la gráfica V muestra la probabilidad de ajustes de precios por día

GRÁFICA IV. PROBABILIDAD DE CAMBIO DE PRECIOS, INFLACIÓN E INFLACIÓN ESPERADA, 2007-2009



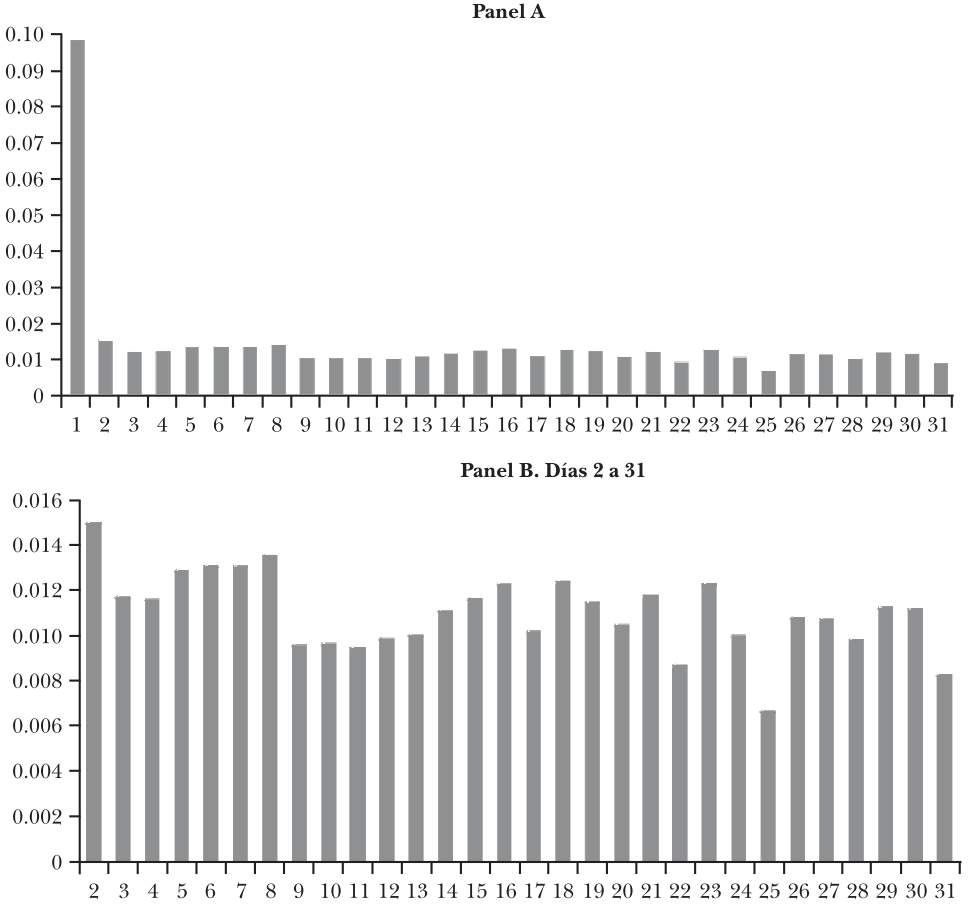
FUENTES: Elaboración propia con base en datos del Ministerio de Economía y Finanzas y el Banco Central del Uruguay.

del mes. Cabe señalar que la probabilidad de un cambio de precio en el primer día del mes es nueve veces superior a la de cualquier otro día.

En el panel B de la gráfica V, se muestra la probabilidad diaria de cambios de precios desde el segundo día del mes hasta el último. En este caso, no podemos observar un patrón claro en los datos.

La gráfica VI muestra que los incrementos y las reducciones de precios se concentran en el primer día del mes. Asimismo, la gráfica VII muestra que el hecho de que los cambios de precios se concentren en el primer día del mes es un resultado general válido para todas las categorías de producto. Este es uno de los hallazgos más notables de nuestro trabajo ya que, según entendemos, no hay otro estudio que analice la distribución de las fluctuaciones de precios por día del mes. Un gerente de supermercado indicó que este comportamiento está vinculado con los productores, quienes tienden a ajustar sus precios el primer día del mes. En este caso, el comportamiento observado podría ser en respuesta de los supermercados a los aumentos en sus costos. Sin embargo, resulta interesante observar que este patrón es el mismo para los aumentos como para las reducciones de precios. Ya que las reducciones de precios se asocian con las ventas, esto implica que los supermercados tienden a seguir un patrón de fluctuaciones de precios que las concentra en su mayoría en el mismo día, lo que podría indicar la existencia de costos de menú asociados con el comportamiento de precios o alguna otra rigidez que impide que los supermercados cambien los precios.

GRÁFICA V. PROBABILIDAD DE CAMBIO DE PRECIOS POR DÍA

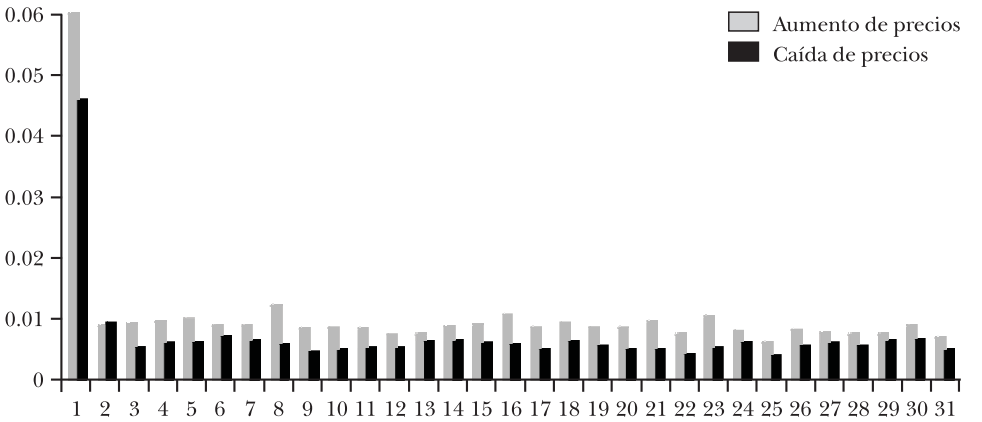


FUENTE: Elaboración propia con base en datos del Ministerio de Economía y Finanzas.

3.5 Estimaciones de la tasa de riesgo

Por último, estimamos la tasa de riesgo con el objeto de estudiar si la probabilidad de fluctuaciones de precios depende del tiempo. La tasa de riesgo en un momento *t* se calcula como el cociente del número de precios que se ajustan en *t*, dado que no fluctúan hasta ese momento, sobre el número de precios que no se han modificado hasta el momento *t*. Como la mayoría de los precios permanecen medio año (ver anexo 3), calculamos la función de riesgo hasta un año. La gráfica VIII muestra las tasas de riesgo suavizadas. Observamos una tasa de riesgo no constante en el tiempo.

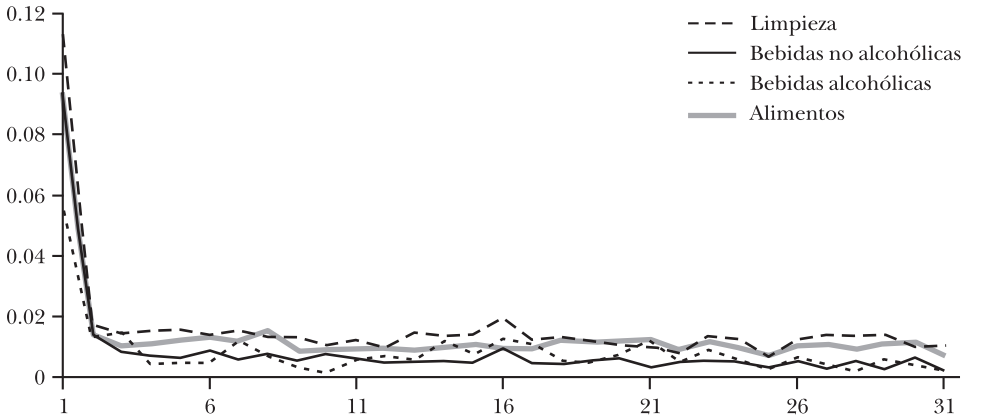
GRÁFICA VI. PROBABILIDAD DE AUMENTOS DE PRECIOS Y CAÍDAS DE PRECIOS POR DÍA DEL MES



FUENTE: Elaboración propia con base en datos del Ministerio de Economía y Finanzas.

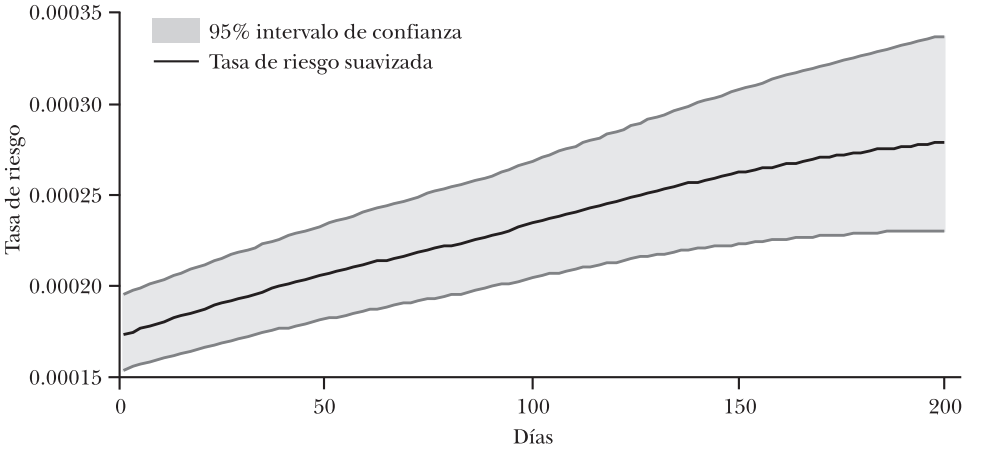
Este resultado se contradice con Nakamura (2008) y Ellis (2009), donde se encontraron tasas de riesgo decrecientes, en tanto en este estudio, resultaron crecientes. La tasa de riesgo con pendiente ascendente es consistente con la fijación de precios estado-dependiente. Este hecho invalida el modelo de una probabilidad constante de fluctuación de precios, e implica que los supermercados no siguen una estrategia que dependa del tiempo al momento de fijar precios. A su vez, este resultado concuerda

GRÁFICA VII. PROBABILIDAD DIARIA DE CAMBIO DE PRECIOS POR CATEGORÍA DE PRODUCTO



FUENTES: Elaboración propia con base en datos del Ministerio de Economía y Finanzas y Banco Central.

GRÁFICA VIII. ESTIMACIÓN DE LA TASA DE RIESGO SUAVIZADA



FUENTES: Elaboración propia con base en datos del Ministerio de Economía y Finanzas y Banco Central.

con el hallazgo de que no encontramos un carácter estacional en las fluctuaciones de precios.

3.6 Sincronización de precios

Finalmente, estimamos la sincronización de precios de dos maneras: a través de las empresas que pertenecen a la misma cadena, y a través de las empresas en cada ciudad. Para estimar la sincronización de los precios calculamos el estimador de Fisher y Konieczny (2000) –FK–. En el cuadro 6 se muestra que los ajustes de precios en los supermercados de una misma cadena[2] están altamente sincronizados.

CUADRO 6. SINCRONIZACIÓN DE PRECIOS ENTRE CADENAS

Cadena	*Índice de Fisher y Konieczny*
Devoto	0.94
Tienda Inglesa	0.92
Macromercado Mayorista	0.96
El Dorado	0.92
Multiahorro	0.91
Disco	0.96
Ta Ta	0.84

FUENTE: Elaboración propia con base en datos del Ministerio de Economía y Finanzas.

[2] Estimamos el indicador FK justo para las principales cadenas: aquellas que poseen más de cinco tiendas y también más de tres cajeros por tienda en promedio.

En relación con este resultado, se destacan dos comentarios. Primero, la base de datos consiste de observaciones diarias y hallamos que los precios cambian en promedio después de dos meses y medio. Segundo, también encontramos que los cambios de precio están concentrados en el primer día del mes. Además, la base de datos tiene un buen trato de los no cambios en los precios sincronizados y, en consecuencia, un alto FK. Para controlar este efecto, se estimó el indicador de sincronización FK, condicional al cambio de precio (ver cuadro 7).

CUADRO 7. SINCRONIZACIÓN DE PRECIOS ENTRE CADENAS CONDICIONAL AL CAMBIO DE PRECIOS

Cadena	*Índice de sincronización*
Devoto	0.54
Tienda Inglesa	0.56
Macromercado Mayorista	0.75
El Dorado	0.51
Multiahorro	0.56
Disco	0.61
Ta Ta	0.36

FUENTE: Elaboración propia con base en datos del Ministerio de Economía y Finanzas.

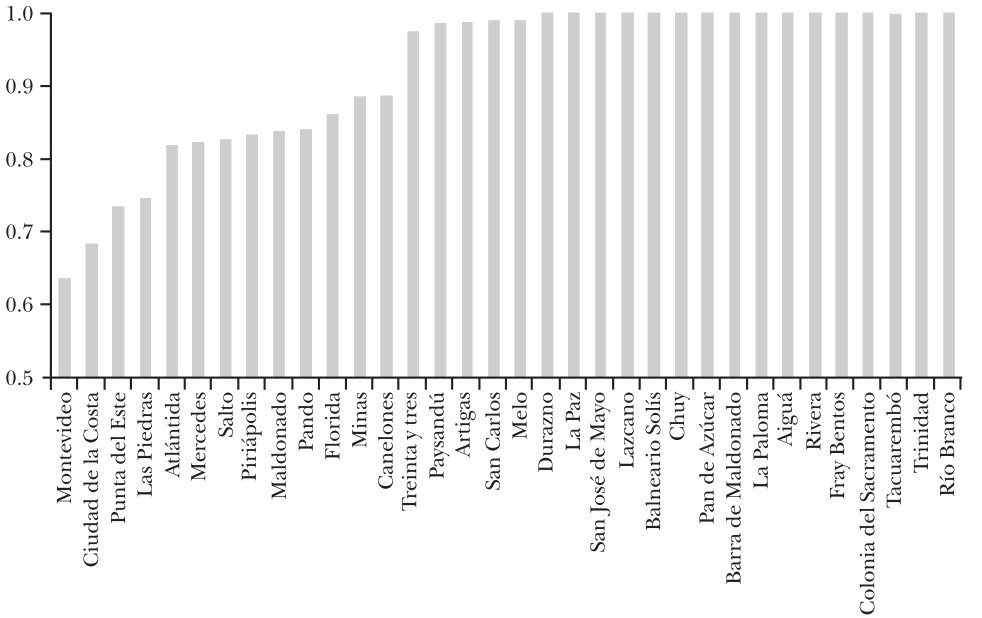
En este caso, las estimaciones de sincronización son aún más bajas que antes, pero el resultado principal de alta sincronización entre los ajustes de precios en los supermercados que pertenecen a una misma cadena se mantiene. Este resultado contrasta con el de Chaumont *et al.* (2010), quienes encuentran una menor sincronización de precios en Chile.

Adicionalmente, se estimó el indicador de sincronización FK a través de ciudades en la muestra. La gráfica IX muestra la estimación de FK para cada ciudad. Como se observa, el valor de sincronización es por sí mismo grande, con un mínimo de 0.63 para Montevideo –donde está el mayor número de supermercados– y un valor de uno para el caso de un gran número de ciudades con pocos supermercados.

4. CONTRASTE ENTRE LOS RESULTADOS Y LA TEORÍA

En esta sección comparamos los resultados del análisis con las principales predicciones teóricas de los modelos de costos de menú, dependientes del tiempo y dependientes del estado. Cada uno de los hechos estilizados obtenidos del análisis previo se discute y se revisa como ajustan dentro de

GRÁFICA IX. ÍNDICE DE SINCRONIZACIÓN POR CIUDAD DE FISHER Y KONIECZNY



FUENTE: Elaboración propia con base en datos del Ministerio de Economía y Finanzas.

las explicaciones teóricas. En el cuadro 8 se presenta un resumen breve del análisis, de manera similar al cuadro 14 de Klenow y Malin (2010).

Como se observa en el cuadro 8, la evidencia empírica parece señalar a los modelos dependientes del estado como la principal explicación del fenómeno de la inflación en Uruguay. La flexibilidad de precios se mantiene como un tema en conflicto en los estudios empíricos; dada la forma

CUADRO 8. HECHOS ESTILIZADOS Y CARACTERÍSTICAS DE LOS MODELOS

Hecho estilizados	*Características coherentes*	*Características coherentes*
Cambio de precios algo flexibles	Pequeños costos de menú	Granes costos de menú
Cambio de precios sin estacionalidad	Modelos dependientes del estado	Modelos dependientes del tiempo
Los precios cambian principalmente el primer día del mes	Modelos dependientes del tiempo	Modelos dependientes del estado –choques comunes
Tasas de riesgo crecientes	Modelos dependientes del estado	Modelos dependientes del tiempo
Cambios de precios altamente sincronizados	Modelos dependientes del estado –choques comunes– complementarios estratégicos	Choques idiosincrásicos grandes

en que hemos considerado las ventas de temporada en nuestra base de datos, la flexibilidad relativa podría ser menor si las hubiéramos dejado por fuera de la muestra.

En contraste con la literatura empírica, encontramos una alta sincronización de los precios tanto en relación con la cadena como con la ciudad. Este resultado puede estar guiado por la particularidad de la base de datos que consiste de observaciones diarias. En este mismo sentido, descubrimos que los precios tienden a cambiar durante el primer día del mes. Además, este resultado no es sorprendente si se considera el hecho de que Uruguay es un país de alta concentración. Este resultado refleja que los choques comunes pueden ser un componente importante de las políticas de ajuste de precios de las empresas.

Consideramos que este resultado no puede ser explicado por completo mediante el uso de modelos macro. En la medida que todos los rubros dentro de la base de datos se refieren a las marcas de mayor venta, y que la mayor parte de los mercados son oligopolios –incluso dentro de la industria de supermercados–, el comportamiento de la fijación de precios necesita ser analizado con modelos micro. En cuanto al cambio de precios en su mayor parte durante el primer día del mes, consideramos que esto puede servir como punto de referencia para la fijación de precios de las empresas. En ese día en particular, en cambio, se pueden reducir los costos de menú ante el cambio de precios.

5. CONCLUSIONES

Presentamos evidencia sobre la formación de precios minoristas en Uruguay. Utilizamos un conjunto de datos único y rico de 30 millones de precios diarios en tiendas de abarrotes y supermercados en todo el país para analizar el comportamiento de los precios al consumidor en Uruguay. Encontramos que los precios minoristas en Uruguay cambian con frecuencia. Los precios son menos rígidos que en EUA y Brasil pero más rígidos que en el Reino Unido y Chile. La duración media de precios en Uruguay es de dos meses y medio.

No encontramos evidencia de un patrón estacional en el ajuste de precios. La probabilidad de ajuste de precios varía de manera positiva con la inflación esperada solo para la categoría de productos de higiene personal. Sin embargo, para la categoría de alimentos encontramos una asociación entre los cambios de precio y la tasa porcentual de disminuciones de

precio. Además, la probabilidad de fluctuaciones de precios en el primer día del mes es nueve veces superior a la de cualquier otro día. Por último, encontramos que la sincronización de cambios de precios es bastante alta.

Esta evidencia parece señalar hacia un modelo dependiente del estado para los cambios de precio. No obstante, la alta sincronización de cambios de precio es un elemento reciente dentro de la literatura empírica, que podría ser el resultado de haber analizado datos diarios. Finalmente, la alta concentración de precios en el primer día del mes necesita mayor análisis teórico, en tanto una posible explicación puede ser que este día sirve como punto de referencia para el ajuste de precios.

Anexo 1

LA FIGURA MUESTRA LAS CIUDADES PARA LAS CUALES SE DISPONE DE INFORMACIÓN. NOTAR QUE TODOS LOS DEPARTAMENTOS DE URUGUAY ESTÁN INCLUIDOS



Anexo 2

LISTA DE PRODUCTOS

Producto	*Marca*	*Especificación*	*% en IPC*	*Categoría*
Cerveza	Patricia	0.96 L	0.3	Bebidas alcohólicas
Cerveza	Pilsen	0.96 L	0.3	Bebidas alcohólicas
Vino tinto común tetrabrick	Roses	1 L	0.34	Bebidas alcohólicas
Vino tinto común tetrabrick	Santa Teresa Clásico	1 L	0.34	Bebidas alcohólicas
Vino tinto común tetrabrick	Tango	1 L	0.34	Bebidas alcohólicas
Peceto vacuno	Sin marca	1 kg	0.9	Alimentos
Nalga vacuna	Sin hueso - sin marca	1 kg	0.43	Alimentos
Nalga vacuna	Con hueso - sin marca	1 kg	0.43	Alimentos
Aguja vacuna	Sin hueso - sin marca	1 kg	0.86	Alimentos
Aguja vacuna	Con hueso - sin marca	1 kg	0.86	Alimentos
Paleta vacuna	Con hueso - sin marca	1 kg	n/i	Alimentos
Rueda vacuna	Con hueso - sin marca	1 kg	n/i	Alimentos
Carne picada vacuna	20% grasa	1 kg	0.29	Alimentos
Carne picada vacuna	5% grasa	1 kg	0.29	Alimentos
Pan flauta	Sin marca	1 unidad aprox. 0.215 kg	1.21	Alimentos
Huevos colorados	El Ecologito	1/2 docena	0.34	Alimentos
Huevos colorados	El Jefe	1/2 docena	0.34	Alimentos
Huevos colorados	Prodhin	1/2 docena	0.34	Alimentos
Manteca	Calcar	0.2 kg	0.15	Alimentos
Manteca	Conaprole sin sal	0.2 kg	0.15	Alimentos
Manteca	Lacterma	0.2 kg	0.15	Alimentos
Cacao	Copacabana	0.5 kg	0.04	Alimentos
Cacao	Vascolet	0.5 kg	0.04	Alimentos
Queso Colonia	Cerros del Este	1 kg	0.23	Alimentos
Queso Colonia	Dispnat	1 kg	0.23	Alimentos
Pollo entero fresco con menudos	Avícola del Oeste	1 kg	0.64	Alimentos
Pollo entero fresco con menudos	Tenent	1 kg	0.64	Alimentos
Café envasado (no instantáneo)	Águila	0.25 kg	0.1	Alimentos
Café envasado (no instantáneo)	Chana	0.25 kg	0.1	Alimentos

Dulce de leche	Conaprole	1 kg	0.14	Alimentos
Dulce de leche	Los Nietitos	1 kg	0.14	Alimentos
Dulce de leche	Manjar	1 kg	0.14	Alimentos
Harina trigo común 0000	Canuelas	1 kg	0.16	Alimentos
Harina trigo común 0000	Cololo	1 kg	0.16	Alimentos
Harina trigo común 0000	Puritas	1 kg	0.16	Alimentos
Frankfurters cortos	Cattivelli	8 unidades - aprox. 0.340 kg	0.26	Alimentos
Frankfurters cortos	Ottonello	8 unidades - aprox. 0.340 kg	0.26	Alimentos
Frankfurters cortos	Schneck	8 unidades - aprox. 0.340 kg	0.26	Alimentos
Queso rallado	Conaprole	0.08 kg	0.15	Alimentos
Queso rallado	El Trébol	0.08 kg	0.15	Alimentos
Queso rallado	Milky	0.08 kg	0.15	Alimentos
Fideos secos al huevo	Adria	0.5 kg	n/i	Alimentos
Fideos secos al huevo	Las Acacias	0.5 kg	n/i	Alimentos
Fideos secos al huevo	Cololo	0.5 kg	0.3	Alimentos
Leonesa	Centenario	1 kg	0.21	Alimentos
Leonesa	La Constancia	1 kg	0.21	Alimentos
Leonesa	Schneck	1 kg	0.21	Alimentos
Margarina	Danica dorada	0.2 kg	0.02	Alimentos
Margarina	Doriana nueva	0.25 kg	0.02	Alimentos
Margarina	Primor	0.25 kg	0.02	Alimentos
Mayonesa común	Fanacoa	0.5 kg	0.09	Alimentos
Mayonesa común	Hellmans	0.5 kg	0.09	Alimentos
Mayonesa común	Uruguay	0.5 kg	0.09	Alimentos
Mermelada de durazno	Dulciora	0.5 kg	0.17	Alimentos
Mermelada de durazno	Limay	0.5 kg	0.17	Alimentos
Mermelada de durazno	Los Nietitos	0.5 kg	0.17	Alimentos
Arvejas en conserva	Arcor	0.35 kg	0.05	Alimentos
Arvejas en conserva	El Hogar	0.35 kg	0.05	Alimentos
Arvejas en conserva	Trofeo	0.35 kg	0.05	Alimentos
Dulce de membrillo	Los Nietitos	0.4 kg	n/i	Alimentos
Arroz blanco	Aruba tipo Patna	1 kg	0.2	Alimentos
Arroz blanco	Blue Patna	1 kg	0.2	Alimentos
Arroz blanco	Green Chef	1 kg	0.2	Alimentos
Arroz blanco	Pony	1 kg	0.2	Alimentos
Arroz blanco	Vidarroz	1 kg	0.2	Alimentos
Galletitas al agua	El Trigal	0.15 kg	0.17	Alimentos

Galletitas al agua	Famosa	0.14 kg	0.17	Alimentos
Galletitas al agua	Maestro Cubano	0.12 kg	0.17	Alimentos
Sal fina yodada fluorada	Sek	0.5 kg	0.05	Alimentos
Sal fina yodada fluorada	Torrevieja	0.5 kg	0.05	Alimentos
Sal fina yodada fluorada	Urusal	0.5 kg	0.05	Alimentos
Fideos secos semolados	Adria	0.5 kg	n/i	Alimentos
Fideos secos semolados	Las Acacias - franja celeste	0.5 kg	n/i	Alimentos
Aceita de soja	Condesa	0.9 L	n/i	Alimentos
Azúcar blanco	Azucarlito	1 kg	0.25	Alimentos
Azúcar blanco	Bella Unión	1 kg	0.25	Alimentos
Aceite de girasol	Óptimo	0.9 L	0.25	Alimentos
Aceite de girasol	Uruguay	0.9 L	0.25	Alimentos
Té negro en saquitos	Hornimans	Caja 10 unidades	0.09	Alimentos
Té negro en saquitos	La Virginia	Caja 10 unidades	0.09	Alimentos
Té negro en saquitos	Lipton	Caja 10 unidades	0.09	Alimentos
Pulpa de tomate	Conaprole	1 L	0.08	Alimentos
Pulpa de tomate	De Ley	1 L	0.08	Alimentos
Pulpa de tomate	Qualitas	1 L	0.08	Alimentos
Yerba mate común	Canarias	1 kg	0.34	Alimentos
Yerba mate común	Del Cebador	1 kg	0.34	Alimentos
Yerba mate común	Sara	1 kg	0.34	Alimentos
Yogur	Conaprole	0.5 kg	0.06	Alimentos
Yogur	Parmalat (descremado)	0.5 kg	0.06	Alimentos
Hipoclorito de sodio	Agua Jane	1 L	0.08	Limpieza
Hipoclorito de sodio	Sello Rojo	1 L	0.08	Limpieza
Hipoclorito de sodio	Solución Cristal	1 L	0.08	Limpieza
Detergente para vajilla	Deterjane	1.25 L	0.2	Limpieza
Detergente para vajilla	Hurra Nevex Limon	1.25 L	0.2	Limpieza
Jabón en polvo máquina	Drive	0.8 kg	n/i	Limpieza
Jabón en polvo máquina	Nevex	0.8 kg	n/i	Limpieza
Jabón en polvo máquina	Skip - Paquete azul	0.8 kg	n/i	Limpieza
Jabón para ropa en barra	Bull Dog	0.3 kg - 1 unidad	0.45	Limpieza

Jabón para ropa en barra	Nevex	0.2 kg - 1 unidad	0.45	Limpieza	
Champú	Fructis	0.35 L	n/i	Limpieza	
Champú	Sedal	0.35 L	n/i	Limpieza	
Champú	Suave	0.93 L	n/i	Limpieza	
Jabón de tocador	Astral	0.125 kg	0.16	Limpieza	
Jabón de tocador	Palmolive	0.125 kg	0.16	Limpieza	
Jabón de tocador	Suave	0.125 kg	0.16	Limpieza	
Papel higiénico hoja simple	Higienol Export	4 unidades - 25 m c/u	0.24	Limpieza	
Papel higiénico hoja simple	Personal	4 unidades - 25 m c/u	0.24	Limpieza	
Papel higiénico hoja simple	Sin Fin	4 unidades - 25 m c/u	0.24	Limpieza	
Pasta dental	Closeup Triple	0.09 kg	0.49	Limpieza	
Pasta dental	Colgate Total	0.09 kg	0.49	Limpieza	
Pasta dental	Kolynos	0.09 kg	0.49	Limpieza	
Gaseosa tipo cola (env. no ret.)	Coca Cola	1.5 L	1.94	Bebidas alcohólicas	no
Gaseosa tipo cola (env. no ret.)	Nix	1.5 L	1.94	Bebidas alcohólicas	no
Gaseosa tipo cola (env. no ret.)	Pepsi	1.5 L	1.94	Bebidas alcohólicas	no
Agua de mesa con gas	Matutina	2 L	0.7	Bebidas alcohólicas	no
Agua de mesa con gas	Nativa	2 L	0.7	Bebidas alcohólicas	no
Agua de mesa con gas	Salus	2.25 L	0.7	Bebidas alcohólicas	no

FUENTE: Elaboración propia con base en datos del Ministerio de Economía y Finanzas.
NOTAS: n/i significa no incluido en el IPC; kg es kilogramos; L es litros; y m es metros.

Anexo 3

PROBABILIDAD DE CAMBIOS DE PRECIOS Y DURACIÓN POR PRODUCTO

Producto	*Marca*	*Probabilidad de variación diaria*	*Duración mensual*	*Porcentaje de caída*
Cerveza	Patricia	0.008	3.9	20.4
Cerveza	Pilsen	0.009	3.5	23.2
Vino tinto común tetrabrick	Roses	0.008	4.0	22.1
Vino tinto común tetrabrick	Santa Teresa Clásico	0.012	2.7	38.3
Vino tinto común tetrabrick	Tango	0.011	2.9	39.4
Peceto vacuno	Sin marca	0.026	1.2	40.3

Nalga vacuna	Sin hueso - sin marca	0.027	1.2	43.1
Nalga vacuna	Con hueso - sin marca	0.015	2.2	34.2
Aguja vacuna	Sin hueso - sin marca	0.018	1.8	34.7
Aguja vacuna	Con hueso - sin marca	0.027	1.2	40.1
Paleta vacuna	Con hueso - sin marca	0.028	1.2	39.9
Rueda vacuna	Con hueso - sin marca	0.013	2.5	34.2
Carne picada vacuna	20% grasa	0.022	1.5	37.5
Carne picada vacuna	5% grasa	0.019	1.7	36.6
Pan flauta	Sin marca	0.011	2.9	28.6
Huevos colorados	El Ecologito	0.007	5.0	24.7
Huevos colorados	El Jefe	0.008	4.2	29.5
Huevos colorados	Prodhin	0.012	2.8	33.8
Manteca	Calcar	0.018	1.8	41.8
Manteca	Conaprole sin sal	0.016	2.0	32.3
Manteca	Lacterma	0.007	4.7	43.2
Cacao	Copacabana	0.011	2.9	34.4
Cacao	Vascolet	0.019	1.7	40.7
Queso Colonia	Cerros del Este	0.068	0.5	45.0
Queso Colonia	Dispnat	0.145	0.2	48.4
Pollo entero fresco con menudos	Avícola del Oeste	0.041	0.8	42.8
Pollo entero fresco con menudos	Tenent	0.039	0.8	44.6
Café envasado (no instantáneo)	Águila	0.009	3.7	34.0
Café envasado (no instantáneo)	Chana	0.007	4.6	42.6
Dulce de leche	Conaprole	0.013	2.5	33.3
Dulce de leche	Los Nietitos	0.013	2.6	40.0
Dulce de leche	Manjar	0.013	2.6	31.4
Harina trigo común 0000	Canuelas	0.027	1.2	43.7
Harina trigo común 0000	Cololo	0.024	1.4	39.6
Harina trigo común 0000	Puritas	0.015	2.2	36.3
Frankfurters cortos	Cattivelli	0.010	3.2	45.7
Frankfurters cortos	Ottonello	0.012	2.7	42.4
Frankfurters cortos	Schneck	0.015	2.1	36.1
Queso rallado	Conaprole	0.009	3.8	25.1
Queso rallado	El Trébol	0.009	3.5	36.9
Queso rallado	Milky	0.007	4.4	30.0
Fideos secos al huevo	Adria	0.015	2.2	36.6
Fideos secos al huevo	Las Acacias	0.019	1.7	40.2
Leonesa	Centenario	0.008	4.2	29.0

Leonesa	La Constancia	0.034	1.0	46.1
Leonesa	Schneck	0.015	2.2	35.8
Margarina	Danica dorada	0.012	2.7	39.0
Margarina	Doriana nueva	0.013	2.6	42.6
Margarina	Primor	0.016	2.1	41.2
Mayonesa común	Fanacoa	0.011	3.0	39.5
Mayonesa común	Hellmans	0.021	1.5	41.9
Mayonesa común	Uruguay	0.024	1.3	42.3
Fideos secos al huevo	Cololo	0.017	1.9	38.8
Mermelada de durazno	Dulciora	0.012	2.6	35.9
Mermelada de durazno	Limay	0.008	4.1	30.4
Mermelada de durazno	Los Nietitos	0.011	3.0	37.9
Arvejas en conserva	Arcor	0.010	3.3	42.9
Arvejas en conserva	El Hogar	0.009	3.5	25.3
Arvejas en conserva	Trofeo	0.017	1.9	44.4
Dulce de membrillo	Los Nietitos	0.011	2.9	38.6
Arroz blanco	Aruba tipo Patna	0.018	1.8	43.4
Arroz blanco	Blue Patna	0.024	1.4	41.4
Arroz blanco	Green Chef	0.027	1.2	42.6
Arroz blanco	Pony	0.009	3.5	41.1
Arroz blanco	Vidarroz	0.012	2.7	49.3
Galletitas al agua	El Trigal	0.009	3.6	32.4
Galletitas al agua	Famosa	0.010	3.2	29.5
Galletitas al agua	Maestro Cubano	0.012	2.6	41.1
Sal fina yodada fluorada	Sek	0.011	3.1	41.9
Sal fina yodada fluorada	Torrevieja	0.007	4.7	30.4
Sal fina yodada fluorada	Urusal	0.012	2.7	41.7
Fideos secos semolados	Adria	0.015	2.2	35.6
Fideos secos semolados	Las Acacias - franja celeste	0.018	1.9	41.1
Aceita de soja	Condesa	0.029	1.1	56.2
Azúcar blanco	Azucarlito	0.017	1.9	35.3
Azúcar blanco	Bella Union	0.017	2.0	34.7
Aceite de girasol	Optimo	0.033	1.0	42.1
Aceite de girasol	Uruguay	0.032	1.0	40.9
Té negro en saquitos	Hornimans	0.009	3.5	46.5
Té negro en saquitos	La Virginia	0.010	3.2	46.8
Té negro en saquitos	Lipton	0.009	3.8	40.6
Pulpa de tomate	Conaprole	0.017	1.9	36.3
Pulpa de tomate	De Ley	0.012	2.7	34.4
Pulpa de tomate	Qualitas	0.012	2.8	45.8
Yerba mate común	Canarias	0.013	2.5	38.1
Yerba mate común	Del Cebador	0.013	2.5	36.4
Yerba mate común	Sara	0.015	2.2	40.4
Yogurt	Conaprole	0.013	2.6	29.5
Yogurt	Parmalat (descremado)	0.012	2.8	34.1
Hipoclorito de sodio	Agua Jane	0.018	1.8	37.7
Hipoclorito de sodio	Sello Rojo	0.015	2.2	33.6
Hipoclorito de sodio	Solucion Cristal	0.018	1.8	43.3
Detergente para vajilla	Deterjane	0.024	1.3	44.1

Detergente para vajilla	Hurra Nevex Limon	0.024	1.4	43.3
Jabón en polvo máquina	Drive	0.015	2.2	43.1
Jabón en polvo máquina	Nevex	0.023	1.4	44.8
Jabón en polvo máquina	Skip - Paquete azul	0.018	1.8	45.3
Jabón para ropa en barra	Bull Dog	0.016	2.0	39.6
Jabón para ropa en barra	Nevex	0.015	2.2	39.8
Champú	Fructis	0.022	1.5	44.5
Champú	Sedal	0.016	2.1	47.3
Champú	Suave	0.011	3.0	45.0
Jabón de tocador	Astral	0.018	1.8	46.3
Jabón de tocador	Palmolive	0.023	1.4	50.0
Jabón de tocador	Suave	0.013	2.5	46.6
Papel higiénico hoja simple	Higienol Export	0.016	2.1	32.7
Papel higiénico hoja simple	Personal	0.013	2.5	31.8
Papel higiénico hoja simple	Sin Fin	0.021	1.6	41.8
Pasta dental	Closeup Triple	0.009	3.7	38.1
Pasta dental	Colgate Total	0.023	1.4	39.1
Pasta dental	Kolynos	0.013	2.5	34.6
Gaseosa tipo cola (env. no ret.)	Coca Cola	0.010	3.3	25.5
Gaseosa tipo cola (env. no ret.)	Nix	0.008	4.0	34.6
Gaseosa tipo cola (env. no ret.)	Pepsi	0.010	3.2	31.7
Agua de mesa con gas	Matutina	0.011	3.0	43.0
Agua de mesa con gas	Nativa	0.007	4.6	27.0
Agua de mesa con gas	Salus	0.013	2.6	35.0

FUENTE: Elaboración propia en base a datos del Ministerio de Economía y Finanzas.

Referencias

Amjadi, Azita, y L. Alan Winters (1997), *Transport Costs and "Natural" Integration in Mercosur,* Banco Mundial (Policy Research Working Paper, núm. 1742).

Barros, Rebecca, Marco Bonomo, Carlos Carvalho y Silvia Matos (2009), *Price Setting in a Variable Macroeconomic Environment: Evidence from Brazilian CPI,* texto mimeografiado, Getulio Vargas Foundation y Banco de la Reserva Federal de Nueva York.

Bils, Mark, y Peter J. Klenow (2004), "Some Evidence on the Importance of Sticky Prices", *Journal of Political Economy,* vol. 112, núm. 5, pp. 947-985.

Cavallo, Alberto (2010), *Scraped Data and Sticky Prices: Frequency, Hazards, and Synchronization,* Harvard University (Job Market Paper).

Chaumont, Gastón, Miguel Fuentes, Felipe Labbé y Alberto Naudon (2010), *A Reassessment of Flexible Price Evidence Using Scanner Data: Evidence from an Emerging Economy,* texto mimeografiado, Banco Central de Chile.

Ellis, Colin (2009), *Do Supermarket Prices Change from Week to Week?,* Bank of England, noviembre (Working Paper, núm. 378).

Fisher, Timothy, y Jerzy D. Konieczny (2000), "Synchronization of Price Changes by Multiproduct Firms: Evidence from Canadian Newspaper Prices", *Economics Letters,* vol. 68, núm. 3, pp. 271-277.

Gopinath, Gita, y Roberto Rigobon (2008), "Sticky Borders", *The Quarterly Journal of Economics,* vol. CXXIII, núm. 2, pp. 531-575.

Klenow, Peter J., y Benjamin A. Malin (2010), *Microeconomic Evidence on Price-setting,* NBER (Working Paper, núm. 15826).

Klenow, Peter J., y Oleksiy Kryvtsov (2008), "State-dependent or Time-dependent Pricing: Does It Matters for Recent U.S. Inflation?", *The Quarterly Journal of Economics,* vol. CXXIII, núm. 3, pp. 863-904.

Medina, Juan Pablo, David Rappoport, y Claudio Soto (2007), *Dynamics of Price Adjustment: Evidence from Micro Level Data for Chile,* Banco Central de Chile (Working Paper, núm. 432).

Nakamura, Emi (2008), "Pass-through in Retail and Wholesale", *American Economic Review,* vol. 98, núm. 2, pp. 430-437.

Nakamura, Emi, y Jón Steinsson (2008), "Five Facts about Prices: A Reevaluation of Menu Cost Models", *The Quarterly Journal of Economics,* vol. 123, núm. 4, pp. 1415-1464.

Flexibilidad de precios en una economía con inflación: el caso de Venezuela

León Fernández Bujanda*

1. INTRODUCCIÓN

En los últimos 25 años, Venezuela ha vivido un proceso de inflación crónica, es decir, la tasa de variación de precios ha estado en los dos dígitos continuamente. Dada esta circunstancia, es de esperar que los agentes hayan creado mecanismos formales e informales de indexación. A su vez, este proceso puede estar ligado a problemas de credibilidad sobre la política económica o al mantenimiento de desequilibrios en la economía. Estos factores podrían ser una fuente de la persistencia en el comportamiento temporal de la variación de precios, lo cual es común en los casos de inflación crónica y que ha estado presente en el caso venezolano (Álvarez *et al.*, 2002; Dorta *et al.*, 2002).

Una forma mecánica de ver este fenómeno nos la da el estudio de la duración de los precios. La rigidez de los mismos combinada con el solapamiento de sus ajustes resultan en una tasa de inflación con alta persistencia, especialmente si estos ajustes se hacen según reglas de fijación de precios que dependen del tiempo (Taylor, 1999). Es por esto, que la estimación de cuánto dura un precio aporta información relevante en la formulación de la política monetaria, en especial en un contexto en el cual la frecuencia de ajustes de precio también se asocia positivamente con la tasa de inflación.

A pesar de que la literatura sobre el tema de la duración de los precios se ha venido nutriendo con nuevas referencias en los últimos años, aún

* Oficina de Investigaciones Económicas, Banco Central de Venezuela ⟨lefernan@bcv.org.ve⟩.

este tópico no ha sido abordado en Venezuela. Una rama importante de la literatura sobre la evaluación de las rigideces proviene del proyecto Eurosystem Inflation Persistence Network, en el cual participaron el Banco Central Europeo en conjunto con los bancos centrales de Europa continental, cuyos resultados ya fueron resumidos en Álvarez *et al.* (2006) y Dhyne (2006). Además, también se han hecho estudios similares con datos de Estados Unidos (Bils y Klenow, 2004; Klenow y Kryvtsov, 2008; Nakamura y Steinsson, 2008), Reino Unido (Bunn y Ellis, 2009) y Brasil (Gouvea, 2007). En general, estos trabajos han encontrado que los precios en Europa son más rígidos que los precios en Estados Unidos. Como ejemplo, la mediana de la duración en el primer caso es 13 meses, mientras que en el segundo es ocho.

A fin de conocer el grado de rigidez de los precios en una economía inflacionaria, en este trabajo nos proponemos analizar la frecuencia de variación de los precios al consumidor en Venezuela con la información contenida en la base de datos que se utiliza en la estimación del índice de precios al consumidor (IPC) del área metropolitana de Caracas (AMC). El periodo de estudio comienza en enero de 2000 y finaliza en diciembre de 2007, el cual se caracteriza por mostrar una tasa de inflación mensual promedio del 1.5%, equivalente al 20% anual. En total, la base de datos contiene casi tres millones de precios observados de más de 34,000 productos individuales con una cobertura del 80% del IPC. Se excluyen de este análisis los rubros en los cuales las imputaciones desempeñan un papel primordial y los que son administrados por la autoridad ejecutiva, por ejemplo, las tarifas del transporte subterráneo o la gasolina.

En contraste con los resultados de otros países, los precios al consumidor en Venezuela muestran un mayor grado de flexibilidad. En este sentido, la duración estimada de un precio en este país es de tres meses por el método directo y 2.6 meses por el método indirecto. Esto contrasta con los resultados para Europa (13 meses) y Estados Unidos (ocho meses). Asimismo, nuestros resultados nos indican que, en la mitad de los rubros, los precios cambian a lo sumo cada 1.9 meses en promedio.

Un aspecto que sí tiene similitud con otros resultados del ámbito internacional es la heterogeneidad mostrada en la duración de los precios. En efecto, los precios de los servicios tienden a ser menos flexibles que el resto de los precios de la canasta del IPC, lo cual puede ser una manifestación de la rigidez de costos, especialmente los salariales, presente en estas actividades. Por ejemplo, los precios de los servicios hospitalarios, de educación preescolar y básica, de educación secundaria y de educación

superior, permanecen constantes por, al menos, seis meses. En cambio, los precios de aquellos bienes, en donde las importaciones son un componente importante de la oferta global, tienden a ser los más flexibles. Ejemplos de esto son los productos textiles, del hogar, los vehículos y los equipos telefónicos, los cuales duran en promedio menos de dos meses.

Este trabajo también presenta el cálculo de la tasa de riesgo o *hazard rate*. Según lo estimado, esta no es constante en el tiempo. En realidad, la probabilidad de que un precio cambie, dado que no ha variado previamente, aumenta con el número de meses en que el precio ha permanecido fijo, lo cual pudiera explicarse por la presencia de inercia inflacionaria, o la heterogeneidad en los mecanismos de ajustes de precios.

Además de la introducción, el trabajo consta de las siguientes secciones. En la sección 2 se describen los datos que serán utilizados en la evaluación de la rigidez de precios. Los principales resultados, conjuntamente con una breve descripción de la metodología, serán comentados en la sección 3. Con el fin de ser exhaustivos en la estimación, se aplican tanto el método directo como el indirecto.

Posteriormente, en la sección 4, se da respuesta a la pregunta de si la duración de precios es la misma en todos los bienes que componen la canasta del consumidor promedio. El principal mensaje de esta sección es que la mayor duración en los precios está asociada a los servicios y a los controles de precios. En la sección 5, se comentan los resultados de la estimación de la probabilidad de un cambio en el precio condicional al tiempo del último cambio de precios, es decir, de la tasa de riesgo. Finalmente, las conclusiones y los comentarios se dejan para la sección 6, donde se esboza que la principal contribución de este trabajo reside en la identificación de hechos estilizados que están asociados a la formación de precios en Venezuela y que deben agregarse a los modelos macroeconómicos adaptados a la realidad de este país.

2. DATOS

La información necesaria para estimar la duración de los precios en este trabajo proviene de las bases de datos de precios que se utilizan para calcular el IPC del AMC.[1] El periodo de la muestra incluye las observaciones

[1] A partir de enero de 2008, se cambió la canasta y la base del IPC del área metropolitana de Caracas (AMC). Unos meses más tarde, se introdujo un nuevo indicador para medir la inflación en Venezuela, el índice nacional de precios al consumidor, el cual incluyó

de precios que van desde enero de 2000 hasta diciembre de 2007. Sin embargo, no todos los rubros de la canasta del IPC del AMC fueron incluidos en esta investigación.[2] El grupo *alquiler de vivienda,* así como el subgrupo *seguros* no forman parte de este estudio dado que, para el cálculo de sus respectivos índices, se usan imputaciones. Asimismo, se excluyen los precios de los rubros que están administrados por algún nivel del gobierno sea el nacional, regional o local. Estos corresponden a servicios de la vivienda (aseo urbano, agua, electricidad, etc.), gasolina y los pasajes de rutas terrestres (por puesto ruta extraurbana, por puesto ruta urbana, rutas troncales, etc.). Se dejan, sin embargo, dentro del ámbito de nuestro estudio los rubros sujetos a control de precios, dado que los precios de estos bienes y servicios no necesariamente se establecen en los niveles regulados.

La base de datos por utilizar contiene la siguiente información: *i)* un campo identificador del producto específico, el cual incluye a qué grupo, subgrupo, clase, subclase y rubro pertenece; *ii)* un campo identificador del tipo de establecimiento, y otro campo que identifica la zona donde este establecimiento se encuentra; *iii)* el precio exacto de este producto en el momento *t; iv)* el mes y año en el cual el precio fue recogido; *v)* un identificador si el precio es imputado; y *vi)* la fecha en que se dejó de hacer seguimiento al producto.

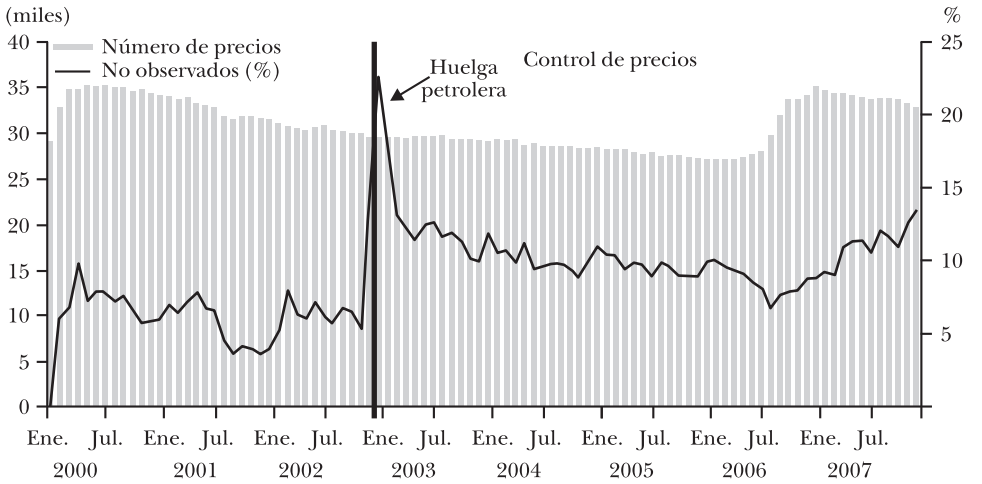
En total, se tiene un potencial de casi tres millones de observaciones de las cuales un poco más de 260,000 son datos no observados. La gráfica I muestra cómo se distribuyen los datos potenciales y los no observados en el tiempo. La característica más sobresaliente que se puede observar es la caída en el número de precios dentro de la muestra desde julio de 2000 hasta abril de 2006, pasando de 35,000 a 27,000 precios. El motivo de esta disminución se encuentra en cambios metodológicos que fueron incorporados con el nuevo año base y a la usual pérdida de observaciones por desgaste de los informantes calificados. En relación con las ausencias, o precios no observados, podemos ver que hasta noviembre de 2002 el porcentaje de estas no pasó de un 10% en ninguno de los meses.

En diciembre de 2002, el clima de inestabilidad política en Venezuela se expresó en una paralización de las actividades en el sector petrolero y en

al IPC del AMC como un insumo para su cálculo. Sin embargo, la metodología de cálculo del indicador para el área metropolitana de Caracas no fue modificada con el nuevo índice.

[2] La canasta del IPC del AMC base 1997 consta de 287 rubros, los cuales vienen a ser los componentes más detallados de los bienes y servicios medidos por este indicador. Estos rubros están clasificados en 13 grupos, los cuales, a su vez están divididos en 38 subgrupos en total.

GRÁFICA I. PRECIOS OBSERVADOS Y NO OBSERVADOS, 2000-2007



parte del sector privado. Como es natural en este tipo de situaciones, se generó un número importante de ausencias en los precios observados, que alcanzó un máximo del 23% de la cantidad potencial en enero de 2003.

Como respuesta a la grave situación económica que la crisis política había generado, el Ejecutivo nacional estableció un control de precios, en conjunto con otras medidas. Este control no ha sido eliminado hasta la fecha, aunque sí se le han realizado modificaciones a lo largo de los años. Los productos con precios controlados abarcan en promedio casi la mitad de la canasta del IPC. En este sentido, la ausencia de datos de precios estuvo en promedio en un 10% desde febrero de 2003; aunque a finales del periodo de estudio, este indicador empezó a crecer hasta alcanzar un máximo del 13% en diciembre de 2007. Precisamente, por lo difícil que se estaba convirtiendo la recolección de la información de precios a nivel de establecimientos, se decidió aumentar el tamaño de la muestra a partir de abril de 2006.

Los precios no observados se imputan mediante diversos métodos con el propósito de calcular el IPC. Si bien estos métodos son apropiados para hacer seguimiento de la inflación, pueden no serlo para el cálculo de la duración de los precios. Por ejemplo, una de las maneras en que se realizan estas correcciones es por medio de la sustitución de un precio no observado por un promedio con datos que se recogen en establecimientos similares. Este, sin embargo, no necesariamente refleja el precio que

hubiese fijado el establecimiento con el producto faltante de haberlo poseído para la venta. En este sentido, para fines de este estudio sólo se usarán los datos verdaderamente recogidos a nivel de establecimiento. Además, en este trabajo se imputan los precios no observados que se encuentren entre dos que sí lo fueron por el método *carry-forward*, el cual consiste en asignar al no observado, el valor del precio del mes anterior. La consecuencia de esta decisión es que pudiera generar una ligera sobrestimación de la duración, que para los efectos de este estudio no sería muy significativa dado el tamaño de la muestra.

En total, la base de datos que se utilizó en este estudio contiene más de dos millones y medio de precios observados que corresponden a más de 82,000 productos específicos, con una cobertura del 80.3% del IPC, tal como se puede apreciar en el cuadro 1. Este ofrece el número de precios disponibles para el análisis dividido por grupos del IPC, además de cuánto representan dentro del total de precios en la muestra y la ponderación promedio que le corresponde dentro de la canasta. Casi la mitad de los datos individuales pertenecen al grupo alimentos y bebidas no alcohólicas, cuya ponderación es la más alta dentro del indicador de precios y presenta, asimismo, la mayor diversidad de rubros. Por otra parte, el grupo de comunicaciones tiene la menor cantidad de precios observados debido a que en Venezuela el servicio de teléfono residencial es prestado por una sola empresa y el de telefonía celular por tres.

CUADRO 1. DISTRIBUCIÓN DE PRECIOS SEGÚN GRUPO

Grupo	*Número de precios*	*Porcentaje*	*Ponderación IPC*
Alimentos y bebidas no alcohólicas	1,302,749	47.17	24.38
Bebidas alcohólicas y tabaco	67,897	2.46	1.43
Vestido y calzado	203,511	7.37	4.41
Equipamiento del hogar	257,927	9.34	5.54
Salud	171,568	6.21	5.56
Transporte	127,675	4.62	13.06
Comunicaciones	21,832	0.79	5.24
Esparcimiento y cultura	142,603	5.16	4.18
Servicio de educación	50,016	1.81	6.18
Restaurantes y hoteles	173,066	6.27	6.98
Bienes y servicios diversos	242,894	8.79	3.36
Total	*2,761,738*	*100.00*	*80.31*

NOTA: El número de precios corresponde a los precios verdaderamente observados y a los imputados por el método *carry-forward*, tal como es explicado en el texto. La ponderación IPC es el promedio de las ponderaciones mensuales entre enero de 2000 y diciembre de 2007 utilizadas para calcular el valor del índice.

3. DURACIÓN

En este trabajo, la estimación de la duración de los precios se hace por medio de dos métodos: el directo y el indirecto. El primero estima cuánto tarda un precio en cambiar haciendo uso de la distribución misma de las duraciones, que se puede calcular con la información contenida en el conjunto de datos de panel. El segundo método calcula la duración con la frecuencia en que cambian de precios cada mes, de ahí su nombre de indirecto. En esta sección se presentan los resultados de utilizar ambos métodos, precedidos por una breve descripción de los mismos.

3.1 Método directo

El punto de partida del método directo es una muestra de episodios de precios, los cuales se definen como una secuencia en la cual estos permanecen fijos. Cada episodio tiene asociada una duración, es decir, un tiempo que transcurre entre el inicio y el final del mismo. Se denotará la duración con $T_{j,k,i}$, donde j, k e i indican el bien específico, el establecimiento y el episodio, respectivamente. Llamaremos producto particular a un bien específico j adquirido en un establecimiento k.[3] Con esta información podemos estimar la duración directa como el promedio simple de los tiempos de cada episodio, es decir:

$$\bar{T} = \frac{\sum_{j=1}^{J}\sum_{k=1}^{K_j}\sum_{i=1}^{N_{j,k}} T_{j,k,i}}{\sum_{j=1}^{J}\sum_{k=1}^{K_j} N_{j,k}}, \tag{1}$$

donde $N_{j,k}$ es el número de episodios observado por cada producto particular.

Un hecho que surge en el cálculo del promedio simple es que se le tiende a dar más peso a las duraciones menores, dado que los productos que cambian de precios más frecuentemente aportarán más observaciones de los $T_{j,k,i}$. A fin de evitar este problema, se ha sugerido promediar las duraciones por rubros y luego aplicar algún método de ponderación. En el caso de este trabajo, se calcula un promedio ponderado de la duración con la fórmula:

[3] Un bien específico corresponde a la unidad de observación en la encuesta de precios, lo cual significa un bien o servicio de una marca, características físicas y calidad determinadas.

$$\alpha_{j,k,i} = \sum_{j=1}^{J} w_j \bar{T}_j = \sum_{j=1}^{J} \sum_{k=1}^{K_j} \sum_{i=1}^{N_{j,k}} \alpha_{j,k,i} T_{j,k,i} \ , \tag{2}$$

donde w_j es el peso del rubro correspondiente dentro del IPC y T_j es el promedio simple de las duraciones en la categoría j (Baudry *et al.* 2007). El segundo miembro de (2) nos indica que este promedio se puede obtener directamente de la distribución de las duraciones, ponderándolas por:

$$\alpha_{j,k,i} = \frac{w_j}{\sum_{k=1}^{K_j} N_{j,k}} ,$$

es decir, dividiendo el peso del rubro por el número de episodios correspondiente al mismo.

El cuadro 2 muestra algunas medidas estadísticas descriptivas de la distribución de duraciones estimadas con el método directo. En la primera columna, la población de referencia son los episodios, esto es, sin aplicar ningún tipo de ponderación. En este caso, el tamaño de la muestra es de casi 1.2 millones de observaciones. Primeramente, podemos señalar que, en promedio, un precio en Venezuela permanece fijo por 2.4 meses. Es evidente que esta estimación está influenciada por los valores extremos; por ejemplo, la duración máxima es de 96 meses, o todo el periodo muestral. En segundo lugar, cuando vemos una medida de tendencia central que es afectada en menor medida por estos altos valores, se descubre que, al menos, la mitad de los precios varían mes a mes y que sólo el 25% de estos duran dos meses o más.

CUADRO 2. DISTRIBUCIÓN DE LAS DURACIONES DE PRECIOS

Población	*Todos los episodios*	*Promedios por rubro*	*Episodios ponderados*
Promedio	2.35	2.99	2.99
Mediana	1.00	2.44	1.00
Desviación estándar	2.97	1.86	3.94
Mínimo	1.00	1.04	1.00
Máximo	96.00	10.30	96.00
Primer cuartil	1.00	1.90	1.00
Tercer cuartil	2.00	3.09	3.00
Número de episodios	1,177,338	270	1,177,338

NOTAS: La primera columna consigna los estimados sin ponderar. La segunda columna presenta la distribución de duraciones promedios por rubro ponderados por su peso dentro del IPC. La tercera columna es la distribución de duraciones ponderadas por el peso del rubro dividido por el número de episodios del rubro.

La segunda columna del cuadro 2 contiene una estimación de la distribución de las duraciones de precios obtenidas al promediar por rubros y ponderar estos por su respectivo peso dentro de la canasta del IPC. Tal como se prevé por las razones descritas, cuando se comentó sobre la metodología, el promedio ponderado de las duraciones, tres meses, es ligeramente mayor que el promedio simple que se muestra en la primera columna. En cambio, sí se nota una diferencia importante en la mediana, dado que, en esta nueva distribución, los precios en la mitad de los rubros duran por lo menos 2.4 meses.

Por otra parte, la tercera columna del cuadro 2 presenta los resultados de las duraciones estimadas de precios cuando se usan las ponderaciones por episodio, en vez de por rubro. Obviamente, el promedio de la duración de precios es igual que en el caso anterior. Sin embargo, se sigue observando que, en al menos la mitad de los precios, estos permanecen fijos por tan sólo un mes, resultado igual que en el caso de los episodios sin ponderar. Aún con el nuevo método de ponderación, la distribución de las duraciones es ligeramente distinta a la presentada en las dos columnas anteriores. Por ejemplo, el tercer cuartil es de tres meses en oposición a los dos meses de las duraciones no ponderadas y 3.1 meses en la ponderada por el método más simple.

3.2 Método indirecto

Una de las críticas que se le ha hecho al método directo ha sido que los episodios más largos tienen una mayor probabilidad de estar censurados a la izquierda o a la derecha, por lo que, su duración pudiera estar subestimada al aplicar este método.[4] Para evitar este problema, algunos autores proponen utilizar, en cambio, el método indirecto, el cual parte por definir al indicador $I_{j,t} = 1$, si $P_{j,t} \neq P_{j,t-1}$ e $I_{j,t} = 0$ en el caso contrario.[5] Denotando el tamaño de la muestra de indicadores $I_{j,t}$ por rubro como Γ_j, podemos, entonces, calcular el promedio de la frecuencia de variación de precios por rubro con la fórmula:

[4] La duración del episodio inicial de cada precio está censurada hacia la izquierda dado que, generalmente, no se observa el primer mes de ese episodio por la forma misma en que está diseñada la recolección de los datos. Por otro lado, las duraciones de los episodios finales, bien sea porque el producto particular ha salido de la muestra o porque se ha llegado al final del periodo de recolección de datos, también están censurados, pero en este caso hacia la derecha.

[5] Hemos obviado el índice del establecimiento a fin de no complicar más la notación.

$$F_j = \frac{1}{\Gamma_j} \sum_{t=1}^{\Gamma_j} I_{j,t} \ .$$

Por consiguiente, el promedio total de la frecuencia de las variaciones de los precios se puede obtener con la fórmula:

$$F_j = \frac{1}{Q} \sum_{j=1}^{J} \sum_{t=1}^{\Gamma_j} I_{j,t} \ ,$$

donde Q es el número total de observaciones; mientras que el promedio ponderado de estas frecuencias se conseguiría con:

$$F^W = \sum_{j=1}^{J} w_j \bar{I}_j \ .$$

Finalmente, se puede estimar una serie temporal de frecuencias de cambio de precios calculando el promedio ponderado de la misma en el mes *t*, con la fórmula:

$$F_t = \sum_{j=1}^{J} w_j I_{j,t} \ .$$

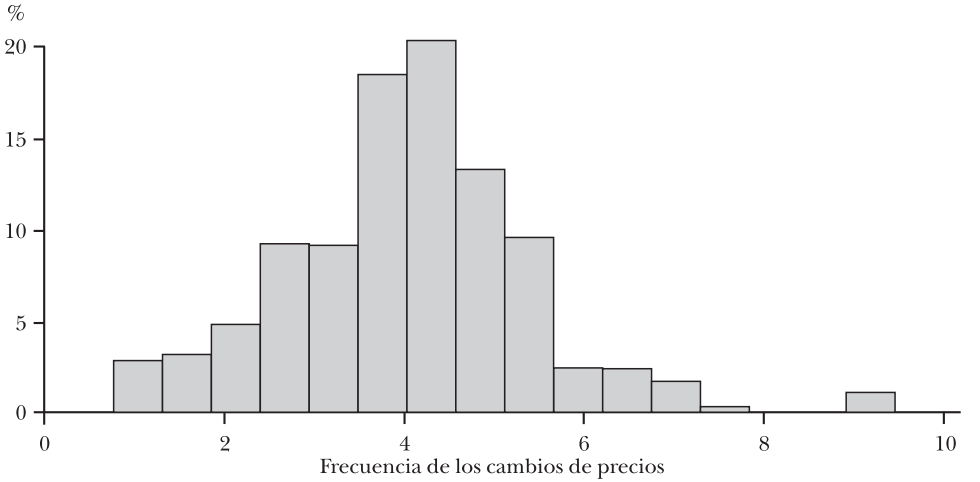
A continuación, la duración de precios se puede calcular de manera indirecta con la información proporcionada por las frecuencias de variaciones de precios, lo que también se conoce como duración implícita. Con el supuesto de que los cambios de estos ocurren de manera continua en un mes, la duración se estima con la fórmula:

(3) $$\bar{T}^F = -1 \Big/ \ln(1-F) \cdot$$

La anterior puede ser aplicada a cualquiera de las frecuencias definidas anteriormente, reemplazando *F* por la frecuencia correspondiente.

Al realizar los cálculos según las fórmulas indicadas previamente, se revela que la distribución de las frecuencias de variaciones de precios está ligeramente sesgada hacia la izquierda en torno al valor 0.4, tal como se aprecia en la gráfica II. El mismo muestra el histograma de estas frecuencias promediadas por rubro. De esta gráfica, también, se extrae que en la mayoría de los rubros entre un 35% y un 50% de los precios cambian mensualmente. A su vez, muy pocos rubros exhiben una alta flexibilidad, es decir tienen una frecuencia cercana a uno; mientras que, para los rubros

GRÁFICA II. DISTRIBUCIÓN DE LA FRECUENCIA DE LAS VARIACIONES DE PRECIOS



con mayores rigideces, la frecuencia promedio de variación de precios se encuentra alrededor del 10%.

Las características de la distribución de las frecuencias de variaciones de precios de cada rubro están resumidas en el cuadro 3, el cual además nos ofrece los resultados de la estimación de la duración implícita de los mismos. Tal como se puede observar, en promedio, el 41% de los precios cambian mensualmente. Por consiguiente, un precio se mantiene constante por un periodo promedio de 2.6 meses. Es importante destacar que este valor es ligeramente inferior al calculado por el método directo con ponderación. Asimismo, se observa una asimetría similar a la observada en la duración directa, puesto que, en la mitad de los rubros, los precios duran en promedio menos de 1.9 meses. Por otra parte existen bienes y servicios para lo cual sus precios exhiben una duración bastante larga, lo que se verifica por el hecho de que, en un cuarto de los rubros, su valor de mercado se mantiene sin variar por al menos 2.7 meses.

3.3 Robustez de los resultados

Para finalizar esta sección, se presentarán varias estimaciones realizadas con el propósito de evaluar la robustez de los resultados comentados previamente. En este sentido, el cuadro 4 nos proporciona los resultados de varios ejercicios de estimación de la duración directa e indirecta. En el primer par de filas se encuentra la misma información mostrada en los

CUADRO 3. DISTRIBUCIÓN DE LAS FRECUENCIAS DE VARIACIONES DE PRECIOS Y DE DURACIONES IMPLÍCITAS

Frecuencia de los cambios en los precios (ponderados)	
Media	0.412
Mediana	0.412
Percentil 5	0.106
Percentil 25	0.308
Percentil 75	0.519
Percentil 95	0.677
Número de rubros	270
Duraciones indirectas (meses)	
Media	2.600
Mediana	1.884
Percentil 5	0.886
Percentil 25	1.365
Percentil 75	2.712
Percentil 95	8.928

NOTAS: Este cuadro reporta la distribución de frecuencias promedio por rubro ponderadas por su correspondiente peso dentro del IPC. Las duraciones indirectas fueron calculadas con la fórmula $-1/\ln(1-F_j)$ donde F_j es la frecuencia promedio del rubro

cuadros 2 y 3, a fin de que sea fácilmente evaluada. El primero de estos ejercicios consiste en la exclusión de aquellas trayectorias que tenían tan sólo dos observaciones. Podemos ver, en este caso, que las duraciones directas no se ven, prácticamente, afectadas, aun cuando las duraciones indirectas son ligeramente mayores.

El siguiente ejercicio fue estimar las duraciones únicamente por el método directo, para períodos de dos años comenzando en enero de 2000. Para realizar estos cálculos, se incluyeron en el promedio todos los episodios cuya fecha de inicio estuviera en el intervalo del periodo de dos años correspondientes, sin importar su fecha de finalización. Tal como era de esperar, las duraciones estimadas son más largas en los períodos de desaceleración de la inflación, es decir, los años 2000-2001 y 2004-2005. Por el contrario, el periodo de menor duración estimada, 2006-2007, no es, curiosamente, el más inflacionario.

Además, se estimaron las duraciones excluyendo las reducciones temporales de precios, definidas estas como las disminuciones de precios que duran tan sólo un mes. Algunos autores argumentan que la estimación de la rigidez de precios debe hacerse sin incluir este tipo de ofertas debido a su carácter pasajero. Como la base de datos no tiene ningún campo que nos permita identificar directamente las ofertas y los remates, nos resulta necesario utilizar un filtro, el cual llamamos reducciones temporales.

Cuando ocurre una reducción temporal, el precio se sustituye por el del mes anterior, mientras que en el caso de las frecuencias, se consideró como un dato no observado. Como era de esperar, la duración estimada de los precios es mayor cuando no se toman en consideración las reducciones temporales de precios. En el caso de la duración directa, se estima que los precios tardan en cambiar 3.1 meses y en el caso de la duración indirecta, 2.8 meses.

CUADRO 4. ANÁLISIS DE ROBUSTEZ

	Número de episodios/rubros	*Promedio*	*Mediana*	*Desviación estándar*	*Percentil 25*	*Percentil 75*
Línea de base						
Duración directa	1,177,338	2.99	1.00	3.94	1.00	3.00
Duración indirecta	270	2.60	1.88	2.21	1.37	2.71
Excluyendo trayectorias de dos meses de duración						
Duración directa	1,170,640	3.00	1.00	3.94	1.00	3.00
Duración indirecta	270	2.70	2.01	2.27	1.37	2.92
2000m1-2001m12						
Duración directa	329,383	3.26	1.00	4.28	1.00	4.00
2002m1-2003m12						
Duración directa	288,182	3.04	1.00	4.49	1.00	3.00
2004m1-2005m12						
Duración directa	245,565	3.12	1.00	3.90	1.00	4.00
2006m1-2007m12						
Duración directa	294,686	2.56	1.00	2.83	1.00	3.00
2000m1-2006m12						
Duración directa	1,019,562	3.13	1.00	4.14	1.00	3.00
No censurados						
Duración directa	1,025,943	2.72	1.00	3.52	1.00	3.00
Excluyendo reducciones temporales						
Duración directa	1,015,976	3.13	1.00	4.08	1.00	4.00
Duración indirecta	270	2.73	2.12	2.20	1.49	2.90

NOTAS: Este cuadro consigna las distribuciones de las duraciones directas e indirectas para varios casos. La línea base corresponde a los resultados mostrados en los cuadros 2 y 3. Para las duraciones directas que corresponden a períodos específicos se tomó como referencia la fecha cuando se inicia el episodio. Por ejemplo, la duración directa estimada para el periodo 2000m01-2000m12 incluye a todos los episodios que comienzan en ese periodo. Los episodios no censurados son aquellos para los cuales se observa su inicio y su final. Las reducciones temporales son aquellas que duran tan sólo un mes. Para el cálculo de los episodios directos se sustituyó el precio del mes previo cuando ocurre una reducción temporal. Para el cálculo de la duración indirecta la variable indicadora de cambio se trató como un dato no observado. Todos los valores están ponderados por su precio correspondiente.

4. HETEROGENEIDAD DE LAS DURACIONES

Tal como se ha encontrado para otros países, la duración de precios en Venezuela es heterogénea entre los diversos tipos de productos. En general, las tarifas y los precios tienden a permanecer más tiempo sin variar en los servicios, especialmente en los educativos y de salud, al igual que los precios de los bienes regulados. Los bienes y servicios más flexibles incluyen bienes cuyos precios están asociados al tipo de cambio, así como otros que por su naturaleza son altamente volátiles en términos de precios, tales como los alimentos no elaborados.

4.1 Estadísticas descriptivas

El cuadro 5 suministra las estimaciones de las duraciones directas, las frecuencias de los cambios de los precios y las duraciones implícitas por subgrupos. En estos comentarios, nos vamos a enfocar únicamente en las implícitas, ya que, cualitativamente, ambas duraciones son iguales. El principal mensaje de estos resultados es que la duración promedio de los precios presenta heterogeneidad, tal como se indicó anteriormente, siendo las duraciones más largas aquellas asociadas a algunos servicios. En este sentido, los subgrupos que parecen tener más rigideces forman parte del grupo servicios de educación. En efecto, los tres subgrupos que exhiben la duración más larga son matrículas en educación secundaria (11 meses), educación superior (8.5 meses), y educación preescolar y básica (con 8.4 meses). Una razón que pueda explicar este resultado se encuentra en que en estos subgrupos pueden privar los contratos implícitos entre los proveedores de servicios educativos y sus correspondientes usuarios, además de la característica institucional de que los períodos escolares tienen una duración fija por ley.

Además de los antes mencionados, uno de los subgrupos donde se observa mayor estabilidad en los precios está asociado a salud, a saber, los servicios hospitalarios, con una duración de 5.9 meses en promedio. Igualmente, los precios en servicios sociales (mensualidad de guardería) y los de telefonía y telefax, en términos relativos tienden a permanecer estables (4.1 meses y 3.6 meses, respectivamente). La mayor duración de los precios en los servicios, aquí mencionados, puede, también, estar asociada a la alta participación que tienen los costos laborales en los costos totales de estas actividades. En el caso venezolano, el salario promedio es muy cercano al salario mínimo, y este varía a lo sumo dos veces al año. Por

consiguiente, no es de sorprender que se advierta una mayor rigidez de precios en los subgrupos asociados a servicios hospitalarios y sociales, especialmente, donde muchos de los ajustes de precios ocurren casi con la misma frecuencia que los del salario mínimo.

Los precios que exhiben mayor flexibilidad corresponden a bienes y servicios, en los cuales la oferta importada es muy alta o cuyos precios pueden estar fijados, bien, en moneda extranjera, o ser directamente afectados por la variación del tipo de cambio. Como ejemplo de esto último, tenemos a los paquetes vacacionales, cuyos precios son los que presentan la menor duración promedio (0.8 meses). De igual manera, se tienen como subgrupos con la menor duración, vehículos (1.1 meses); equipos telefónicos y telefax (1.1 meses), productos textiles del hogar (1.4 meses) y cuidado personal (1.7 meses), en el cual se incluyen los artículos de tocador. Mención especial merece el subgrupo de alimentos, en el cual se observa también una duración más baja que el promedio (1.6 meses), hecho asociado a la presencia de hortalizas y frutas, que por su carácter estacional varían de precio de manera muy frecuente.

Además de los servicios, otro grupo de precios que revela un mayor grado de rigidez son aquellos que están bajo el control de precios establecido por el gobierno nacional, tal como se presenta en el cuadro 6. Cuando nos concentramos en la duración estimada según su naturaleza, podemos observar que los precios de los bienes y servicios administrados duran casi un mes más que el promedio. Este valor es más bajo de lo esperado, si tomamos en cuenta que en muchos de los bienes bajo esta regulación se han realizado ajustes oficiales una sola vez al año. Por tanto, los precios de estos bienes y servicios se ajustan más rápidamente que lo indicado por la frecuencia de las autorizaciones oficiales.

Corroborando lo comentado sobre la duración de los precios en el subgrupo de alimentos, se tiene que los alimentos no elaborados tienen una duración estimada de tan sólo 1.7 meses, lo cual la convierte en la menor. Es importante mencionar que en este grupo se incluyen hortalizas y frutas, las cuales por su carácter perecedero y estacional tienen una alta volatilidad de precios.

4.2 Regresión logística multinomial

Para finalizar esta sección, aquí se presentan los resultados de ejecutar una regresión logística multinomial donde la variable dependiente es una variable categórica que nos indica si el precio del producto particular se

CUADRO 5. DURACIÓN DIRECTA E IMPLÍCITA POR SUBGRUPO

	Duraciones directas					*Duraciones indirectas*			
Grupos y subgrupos	*Número episodios*	*Media*	*Mediana*	*Desviación estándar*	*Primer cuartil*	*Tercer cuartil*	*Frecuencia de variación de precios*	*Duración implícita promedio*	*Duración implícita mediana*
Alimentos y bebidas no alcohólicas									
Alimentos	554,860	2.09	1.00	2.57	1.00	2.00	0.50	1.56	1.45
Bebidas no alcohólicas	51,467	2.29	1.00	2.64	1.00	2.00	0.44	1.77	1.62
Bebidas alcohólicas y tabacos									
Bebidas alcohólicas	19,230	2.40	1.00	2.60	1.00	3.00	0.43	1.83	2.03
Tabaco	5,690	3.64	2.00	4.23	1.00	5.00	0.27	3.22	3.22
Vestido y calzado									
Vestido	61,351	2.42	1.00	3.09	1.00	2.00	0.40	2.00	1.97
Calzado	21,527	2.39	1.00	3.08	1.00	2.00	0.41	1.97	2.22
Equipamiento del hogar									
Muebles, accesorios, decoraciones y alfombras	8,308	2.31	1.00	2.58	1.00	2.00	0.45	1.82	1.56
Productos textiles del hogar	10,929	1.91	1.00	2.47	1.00	2.00	0.53	1.36	1.14
Equipos del hogar	17,391	2.42	1.00	3.43	1.00	3.00	0.45	1.94	1.43
Utensilios domésticos	2,081	2.27	1.00	2.38	1.00	2.00	0.44	1.74	1.74
Bienes y servicios para mantenimiento del hogar	76,914	2.59	2.00	1.99	1.00	4.00	0.39	2.06	2.31
Salud									
Medicinas y equipos terapéuticos	27,281	2.52	1.00	3.02	1.00	3.00	0.40	1.96	1.88
Servicios médicos y paramédicos para pacientes	19,913	3.95	1.00	5.85	1.00	4.00	0.25	3.56	3.50
Servicios hospitalarios	3,610	5.81	3.00	7.71	1.00	8.00	0.16	5.90	6.40
Transporte									
Vehículos	7,429	1.66	1.00	1.37	1.00	2.00	0.61	1.06	1.06
Utilización y mantenimiento de equipo personal y de transporte	29,011	3.46	2.00	4.26	1.00	4.00	0.31	3.08	3.17
Servicios de transporte	12,933	2.29	1.00	2.88	1.00	2.00	0.59	1.69	0.70

Comunicaciones									
Equipos telefónicos y telefax	2,728	1.68	1.00	1.31	1.00	2.00	0.60	1.10	1.10
Servicios telefónicos y telefax	4,785	3.61	3.00	2.79	1.00	5.00	0.26	3.58	3.19
Esparcimiento y cultura									
Equipos y accesorios audiovisuales y fotográficos	15,925	2.18	1.00	2.35	1.00	2.00	0.46	1.73	1.61
Artículos y equipos para la recreación	18,324	3.69	2.00	4.95	1.00	4.00	0.30	3.38	2.60
Servicios recreativos, culturales y deportivos	4,700	3.37	2.00	4.30	1.00	4.00	0.26	3.55	3.30
Periódicos, libros y artículos de papelería	13,252	3.04	1.00	4.07	1.00	3.00	0.33	2.65	3.14
Paquetes vacacionales	2,479	1.40	1.00	0.90	1.00	2.00	0.74	0.75	0.75
Servicio de educación									
Educación preescolar y básica	3,733	7.94	7.00	6.60	2.00	12.00	0.11	8.37	8.93
Educación secundaria	779	9.68	9.00	7.81	4.00	12.00	0.09	11.02	11.97
Educación superior	1,233	8.18	7.00	5.04	5.00	12.00	0.11	8.54	8.95
Otro tipo de educación	1,680	3.88	3.00	3.87	1.00	4.00	0.25	3.46	3.46
Restaurantes y hoteles									
Restaurantes y cafetines	66,510	2.60	1.00	2.95	1.00	3.00	0.39	2.08	2.30
Hoteles y alojamiento	1,696	2.70	1.00	3.44	1.00	3.00	0.36	2.24	2.24
Bienes y servicios diversos									
Cuidado personal	96,408	2.22	1.00	2.90	1.00	2.00	0.47	1.66	1.62
Efectos personales	6,733	2.68	1.00	3.82	1.00	3.00	0.37	2.25	2.39
Servicios sociales	490	4.47	3.00	3.90	2.00	6.00	0.22	4.10	4.10
Otros servicios	5,958	2.42	1.00	3.75	1.00	2.00	0.60	1.87	2.28
Total	*1,177,338*	*2.99*	*1.00*	*3.94*	*1.00*	*3.00*	*0.41*	*2.60*	*1.88*

NOTA: La frecuencia es la fracción de precios que cambian en un mes. La duración indirecta se calcula con la fórmula $-1/\ln(1-F)$. Las ponderaciones utilizadas en el cálculo de las duraciones directas son los α indicados en el texto; mientras que en el caso de las frecuencias, corresponden a los pesos de los rubros dentro de la canasta del IPC.

CUADRO 6. DURACIÓN DIRECTA E IMPLÍCITA SEGÚN NATURALEZA DEL PRODUCTO

	Duraciones directas					*Duraciones indirectas*			
Naturaleza	*Número episodios*	*Media*	*Mediana*	*Desviación estándar*	*Primer cuartil*	*Tercer cuartil*	*Frecuencia de variación de precios*	*Duración implícita promedio*	*Duración implícita mediana*
Alimentos elaborados	221,307	2.39	1.00	2.77	1.00	3.00	0.43	1.88	1.62
Alimentos no elaborados	132,214	1.65	1.00	1.69	1.00	2.00	0.62	1.08	1.00
Bienes industriales excepto alimentos y textiles	136,174	1.94	1.00	2.15	1.00	2.00	0.54	1.39	1.06
Bienes y servicios administrados	498,237	3.74	2.00	4.94	1.00	4.00	0.36	3.47	1.98
Servicios no administrados	104,942	2.98	2.00	3.25	1.00	4.00	0.35	2.58	2.30
Textiles y prendas de vestir	84,464	2.36	1.00	3.04	1.00	2.00	0.41	1.93	1.97
Total	*1,177,338*	*2.99*	*1.00*	*3.94*	*1.00*	*3.00*	*0.41*	*2.60*	*1.88*

NOTA: La frecuencia es la fracción de precios que cambian en un mes. La duración indirecta se calcula con la fórmula $-1/\ln(1 - F)$. Las ponderaciones utilizadas en el cálculo de las duraciones directas son los α indicados en el texto; mientras que en el caso de las frecuencias, corresponden a los pesos de los rubros dentro de la canasta del IPC.

redujo, se mantuvo constante o aumentó de un mes a otro. Como variables explicativas se incluyeron: un conjunto de indicadores según la naturaleza del bien o servicio, una variable ficticia de año y otra de mes, un conjunto de variables ficticias para identificar el mes en el cual la alícuota del impuesto al valor agregado fue cambiada. También se agregó una variable ficticia que identifica las observaciones de los seis meses anteriores a la reconversión monetaria, unos identificadores del tipo de establecimiento y la variación del tipo de cambio, tanto de forma contemporánea como en los tres meses anteriores, de manera sucesiva. Por último, se añadió la inflación mensual correspondiente al subgrupo al cual pertenece el producto. En la muestra se incluyeron todos los valores observados de la variable dependiente sin importar el periodo; en otras palabras, no se tomó en cuenta la estructura de panel. El precio de referencia es un servicio no administrado, comercializado en un supermercado, en el mes de enero del año 2000.

El cuadro 7 muestra los coeficientes estimados y la probabilidad condicional del modelo descrito en el párrafo anterior. En primer lugar, se puede observar que existe menos flexibilidad hacia la baja que hacia el alza de los precios. En este sentido, la probabilidad estimada de un aumento de precios para el caso de referencia es 0.31; mientras que, la probabilidad de una reducción es tan sólo 0.08. En otras palabras, en un mes promedio, el 80% de las variaciones de precios corresponden a aumentos, mientras que el resto son reducciones. Esto parece indicar que una economía con una inflación moderada, existe una mayor evidencia de la presencia de rigideces de precios hacia la baja, especialmente si contrastamos con Europa y Estados Unidos donde más del 40% de las variaciones de precios son reducciones.

En segundo lugar, a la vez que existe heterogeneidad en la duración de los precios, también lo hay en término de los grados de rigidez de los mismos. En efecto, los alimentos no elaborados muestran una mayor flexibilidad hacia la baja, lo que resulta de que la probabilidad estimada de una reducción del valor de venta de las mercancías es 11 puntos porcentuales mayor en esta categoría que en el caso base. Este resultado tiene sentido por el carácter más volátil y estacional que tienen los precios de este tipo de rubros, entre los cuales se incluyen las hortalizas y frutas.

En relación con las subidas de precio, los productos que muestran una mayor frecuencia de ajustes hacia el alza son aquellos que pertenecen a la categoría de referencia, en este caso los de los servicios no administrados. Por el contrario, los precios de los bienes y servicios administrados y de

CUADRO 7. PROBABILIDAD CONDICIONAL DE LOS INCREMENTOS Y LAS REDUCCIONES DE PRECIOS: MODELO LOGÍSTICO MULTINOMIAL

		Reducción de precios				*Incremento de precios*			
Categoría	*Variable*	*Coeficiente*	*Error estándar*	*Valor p*	*Efecto marginal*	*Coeficiente*	*Error estándar*	*Valor p*	*Efecto marginal*
	Intercepto	–1.118	0.026	*		–0.495	0.016	*	
Naturaleza	Alimentos elaborados	–0.351	0.019	*	–0.014	–0.507	0.011	*	–0.092
	Alimentos no elaborados	0.990	0.019	*	0.110	–0.123	0.014	*	–0.059
	Bienes industriales excepto alimentos y textiles	0.136	0.018	*	0.015	–0.188	0.011	*	–0.042
	Bienes y servicios administrados	–0.139	0.013	*	0.004	–0.615	0.007	*	–0.124
	Textiles y prendas de vestir	–0.453	0.027	*	–0.016	–0.808	0.017	*	–0.138
Tipo de establecimiento	Ambulantes	0.057	0.019	0.003	–0.030	1.221	0.012	*	0.290
	Tiendas de esquinas	–0.587	0.015	*	–0.040	0.322	0.010	*	0.084
	Tiendas por departamentos	0.355	0.042	*	–0.025	1.508	0.027	*	0.349
	Hipermercados	0.721	0.033	*	–0.009	1.633	0.024	*	0.363
	Mercados locales	–0.052	0.013	*	–0.012	0.349	0.010	*	0.079
	Misiones	–0.026	0.055	0.631	–0.039	1.391	0.030	*	0.334
	Otros	–0.966	0.084	*	–0.059	1.026	0.034	*	0.264
	Tiendas al mayor	0.716	0.105	*	–0.034	2.239	0.066	*	0.481
	Servicios	–1.274	0.015	*	–0.076	–0.577	0.009	*	–0.091
	Tiendas especializadas	–0.084	0.012	*	–0.011	0.220	0.009	*	0.050
Año	2001	–0.220	0.017	*	–0.011	–0.184	0.011	*	–0.033
	2002	–0.160	0.020	*	–0.011	–0.017	0.013	0.186	0.000
	2003	–0.237	0.019	*	–0.014	–0.082	0.012	*	–0.012
	2004	–0.478	0.019	*	–0.028	–0.088	0.012	*	–0.009
	2005	–0.269	0.019	*	–0.017	–0.036	0.013	0.004	–0.002
	2006	–0.684	0.019	*	–0.039	–0.094	0.011	*	–0.007
	2007	–0.684	0.036	*	–0.037	–0.192	0.020	*	–0.027
Mes	2	0.140	0.020	*	0.010	0.014	0.012	0.221	–0.001
	3	0.190	0.021	*	0.012	0.097	0.012	*	0.016
	4	0.142	0.023	*	0.009	0.072	0.013	*	0.012
	5	0.146	0.020	*	0.009	0.072	0.012	*	0.012
	6	0.148	0.019	*	0.013	–0.059	0.011	*	–0.016

	7	0.084	0.020	*	0.009	−0.104	0.012	*	−0.024
	8	0.003	0.022	0.893	0.001	−0.029	0.013	0.026	−0.006
	9	0.110	0.024		0.006	0.092	0.014	*	0.017
	10	0.139	0.023	*	0.010	0.035	0.014	0.011	0.004
	11	−0.262	0.023	*	−0.014	−0.172	0.013	*	−0.030
	12	−0.246	0.021	*	−0.016	−0.026	0.012	0.028	0.000
Cambios en el IVA	Reducción de IVA agosto 2000	0.655	0.032	*	0.053	0.201	0.025	*	0.022
	Reducción de IVA septiembre 2000	−0.114	0.037	0.002	−0.003	−0.236	0.026	*	−0.046
	Reducción de IVA octubre 2000	−0.260	0.038	*	−0.012	−0.236	0.025	*	−0.043
	Incremento de IVA septiembre 2002	0.356	0.043	*	0.014	0.452	0.024	*	0.092
	Incremento de IVA octubre 2002	−0.053	0.042	0.202	−0.003	−0.035	0.025	0.149	−0.006
	Incremento de IVA noviembre 2002	−0.025	0.043	0.559	0.000	−0.058	0.025	0.021	−0.012
	Reducción de IVA septiembre 2004	1.482	0.036	*	0.177	0.216	0.028	*	−0.022
	Reducción de IVA octubre 2004	0.212	0.040	*	0.019	−0.077	0.026	0.003	−0.021
	Reducción de IVA noviembre 2004	0.403	0.043	*	0.037	−0.080	0.025	0.002	−0.028
	Reducción de IVA octubre 2005	1.277	0.033	*	0.157	−0.053	0.028	0.061	−0.061
	Reducción de IVA noviembre 2005	0.325	0.041	*	0.031	−0.143	0.027	*	−0.038
	Reducción de IVA diciembre 2005	−0.064	0.043	0.144	−0.001	−0.136	0.025	*	−0.027
	Reducción de IVA marzo 2007	1.365	0.043	*	0.152	0.259	0.030	*	−0.005
	Reducción de IVA abril 2007	0.254	0.051	*	0.020	0.028	0.029	0.328	−0.001
	Reducción de IVA mayo 2007	−0.137	0.055	0.012	−0.008	−0.058	0.028	0.041	−0.009
	Reducción de IVA julio 2007	1.096	0.037	*	0.106	0.299	0.028	*	0.021
	Reducción de IVA agosto 2007	0.326	0.044	*	0.025	0.056	0.027	0.039	0.003
	Reducción de IVA septiembre 2007	0.069	0.045	0.123	0.004	0.063	0.026	0.017	0.012
	Reconversión	0.345	0.038	*	0.025	0.100	0.020	*	0.012
Variación del tipo de cambio *t*		0.061	0.070	0.381	0.004	−0.002	0.041	0.968	−0.002
	t−1	−0.042	0.074	0.571	−0.018	0.636	0.043	*	0.136
	t−2	0.888	0.071	*	0.052	0.481	0.043	*	0.081
	t−3	−0.515	0.081	*	−0.032	−0.201	0.048	*	−0.030
	Inflación	−0.049	0.002	*	−0.007	0.150	0.001	*	0.033

NOTA: El número de observaciones es 2,538,278. La verosimilitud es –911,190; LR = 128,919.31; valor p (126 gl) < 0.001. El precio de referencia es un servicio no administrado, comercializado en un supermercado, en el mes de enero del año 2000. La inflación mensual promedio es 1.7%. Para el caso de referencia, la probabilidad estimada de una reducción de precios es 0.078 y la de un aumento es 0.308.

los textiles y prendas de vestir son los menos flexibles, manteniendo los otros factores constantes. En el caso de los primeros, tal como era de esperar, dado el carácter de la regulación, la probabilidad de que un precio se incremente de un mes a otro es del 18%, lo que contrasta con el caso de referencia que es un 31%. En el caso de los segundos, la diferencia es ligeramente mayor; la probabilidad de que se incremente un precio en esta categoría es del 17 por ciento.

En tercer lugar, el hecho de que los supermercados ofrezcan productos con una duración de precios baja, tales como hortalizas y frutas, puede resultar en que estos establecimientos muestren una menor probabilidad hacia las alzas y una mayor hacia las bajas en comparación con otros. En realidad, los efectos marginales estimados parecen confirmar esta historia, puesto que se observa que las tiendas al por mayor, los hipermercados y las tiendas por departamento son los que muestran las frecuencias de aumentos de precios más altas. Precisamente, la frecuencia condicional de incrementos de precios de estos tipos de establecimientos puede fácilmente duplicar a la de los supermercados. Por el otro lado, es en estos últimos donde se observan las reducciones de precios con mayor frecuencia, lo que se confirma por el signo negativo de los efectos marginales.

En cuarto lugar, las frecuencias de aumentos de precios no parecen exhibir un claro comportamiento estacional. En general, no se observa que ni la frecuencia de reducción de precios ni la de aumento fueran claramente modificadas durante el año.

En quinto lugar tenemos las variaciones de la alícuota del impuesto al valor agregado (IVA). Durante el periodo en estudio, el gobierno nacional modificó la mencionada alícuota ocho veces. La primera vez ocurrió en agosto de 2000, cuando se rebajó de 15.5% a 14.5%, con la finalidad de incentivar el consumo y la inversión. En mayo de 2002, dado los efectos de la grave crisis política sobre los ingresos fiscales, se decidió modificar la alícuota del IVA de 14.5% a 16%, medida que entró en vigencia en septiembre de ese año. Luego de subsanada esta crisis, esta tasa fue reducida en un punto porcentual a partir de septiembre de 2004 con el objetivo de impulsar la demanda agregada. Posteriormente, la importante entrada de recursos petroleros permitió reducir aún más la alícuota del IVA a un 14% a partir de octubre de 2005, al 11% en marzo de 2007 y a un 9% en julio de ese mismo año.

Las estimaciones presentadas en el cuadro 7 parecen demostrar que los cambios en las alícuotas del IVA tienen un efecto inmediato en los

niveles de precios. De manera más precisa, cuando la tasa aplicada a los productos en venta sube, aumenta la frecuencia de incrementos de precio y viceversa. Desafortunadamente, no se puede generalizar a partir de lo obtenido en este trabajo para los aumentos, dado que sólo se observa un solo episodio. Sin embargo, es bastante sugerente que en el mes en que la tasa pasa del 14.5% al 16%, un 9% de los precios, además del 31% que normalmente lo hace, ajustaron hacia el alza.

En relación con las reducciones de la alícuota del IVA, podemos hacer conjeturas más sólidas, debido a que ocurren cinco entre 2000 y 2007. En todas se observan bajas en los precios. En efecto, el porcentaje de precios que se ven reducidos se incrementa del 7% promedio al 12% en el año 2000, al 25% en 2004, al 23% en 2005, al 22% en marzo de 2007 y al 17% en julio de 2007. Por el otro lado, esta política sobre este impuesto, no parece estar asociada a ninguna variación en la frecuencia de aumentos de precios.

En cuanto al tipo de cambio, se ve que su depreciación tiene un efecto positivo sobre la frecuencia de aumento de precios, pero ninguno sobre la de reducción de los mismos. Sin embargo, este efecto no parece ser inmediato. Para describirlo de manera más precisa, las variaciones del valor de la moneda venezolana en moneda extranjera no tienen un efecto significativo contemporáneamente, pero sí al mes siguiente, cuando ante una variación de una desviación estándar en la tasa de variación del tipo de cambio, la probabilidad de un aumento de precio se incrementa en un punto porcentual.

Por último, la tasa de inflación mensual del subgrupo al cual pertenece el rubro tiene una posible incidencia positiva sobre la frecuencia de incremento de precios, aunque no se observa un efecto económicamente significativo sobre las reducciones. En este sentido, un aumento en un punto porcentual de la tasa de variación de precios del subgrupo correspondiente está asociado a un incremento de la frecuencia de aumentos de 3.3 puntos porcentuales. En cambio, la frecuencia de reducciones de precio disminuye en tan sólo 0.8 puntos porcentuales.

5. TASA DE RIESGO

En esta sección se presentan los resultados de la estimación de las funciones de confiabilidad y de riesgo realizadas con los datos de las duraciones directas, mediante métodos no paramétricos. Esto se hace con el fin de

estudiar sus formas por medio de métodos gráficos.[6] El hallazgo principal aquí encontrado es que los precios en Venezuela presentan una duración que depende del tiempo. En particular, que la probabilidad de que un precio cambie en el siguiente periodo no es uniforme; primero crece, alcanzando un máximo alrededor del décimo mes.

Desde un punto de vista metodológico, aquí se utilizan modelos de duración, en los cuales la variable por explicar es el tiempo en que un precio permanece constante. En otras palabras, nos enfocamos en los episodios de precios, tal como fueron definidos en la sección 3. Se parte de que la duración de cada uno de estos está regida por una función de distribución incondicional, $F(t) = Pr(T \leq t)$; aunque, en realidad, nos es más útil su complemento, es decir, $S(t) = 1 - F(T > t)$. Esta última se denomina la función de confiabilidad. El otro concepto clave, para analizar este tipo de datos, es la tasa de riesgo, la cual se define como:

$$\lambda(t) = \lim_{h \downarrow 0} \frac{P(t \leq T < t + h \mid T \geq t)}{h} = \frac{f(t)}{S(t)},$$

donde $f(t)$ es la función de densidad. Esta tasa se puede interpretar como la probabilidad de que el precio cambie inmediatamente después de que ha durado un tiempo t.

Tanto la función de confiabilidad, como la tasa de riesgo, pueden ser estimadas con métodos no paramétricos. Para explicar cómo se hace esto, se va a introducir la siguiente notación. Sean d_j el número de episodios que finalizan en el tiempo t_j, m_j el número de episodios censurados en el intervalo $[t_j, t_{j+1})$ y r_j el número de episodios que quedan sin cambiar en el tiempo t_j. Un estimador de la tasa de riesgo viene dado por:

$$\hat{\lambda}_j = \frac{d_j}{r_j}.$$

Asimismo, el estimador de la función de confiabilidad, conocido como el estimador de Kaplan-Meier, es:

$$\hat{S}(t) = \prod_{j \mid t_j \leq t} \frac{r_j - d_j}{r_j}.$$

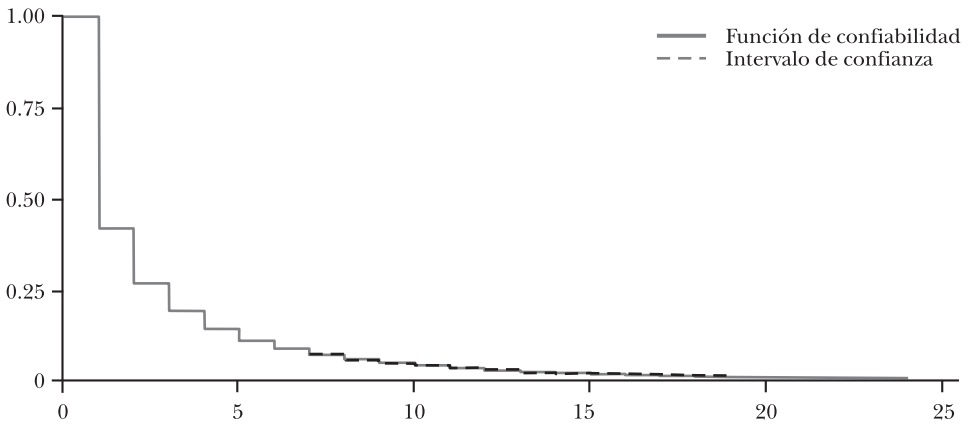
Existe una correspondencia directa entre los principales supuestos

[6] Ver Cameron y Trivedi (2005), para una descripción del método utilizado, así como de la terminología empleada en esta sección.

que se utilizan para incorporar la formación de precios en los modelos macro y la forma que toma la tasa de riesgo. Por ejemplo, los modelos a la Calvo (1983) y Taylor (1980), es decir, los dependientes del tiempo, generan tasas de riesgo que son constantes en el tiempo. Por el otro lado, los modelos basados en el estado de la economía generan dependencia en duración; es decir, la tasa de riesgo aumentaría o disminuiría con el tiempo de duración del precio. Si los costos marginales no son estacionarios, especialmente en un ambiente con inflación media o alta, la tasa de riesgo exhibiría una pendiente positiva con respecto al tiempo. Si, por el contrario, los costos marginales son estacionarios pero sometidos a choques transitorios, la tasa de riesgo pudiera tener una pendiente negativa en el tiempo.

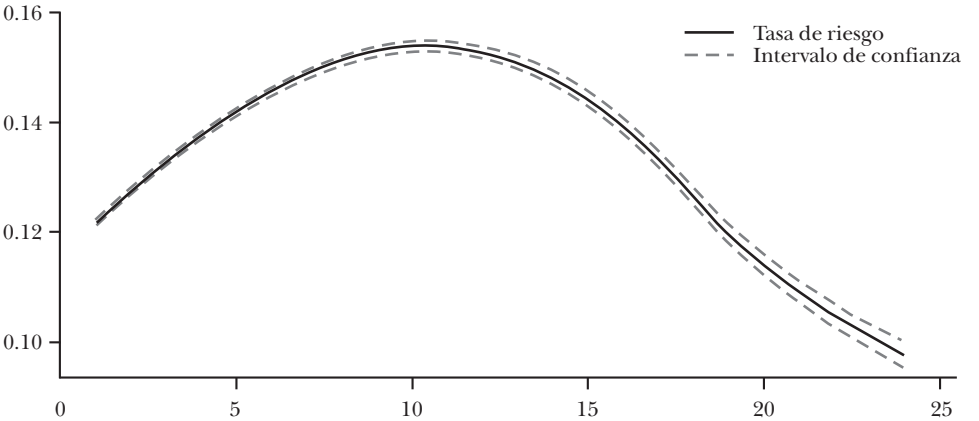
La gráfica III muestra la función de confiabilidad estimada con el método Kaplan-Meier. Esta gráfica está en consonancia con los resultados presentados en la sección 3, en el sentido de que tan sólo un poco más del 30% de los precios permanecen sin cambiar después del primer mes. Igualmente, sólo un 10% de los precios permanecen fijos más de seis meses.

GRÁFICA III. FUNCIÓN DE CONFIABILIDAD DE LA DURACIÓN DE LOS PRECIOS



Además de que los precios tienden a cambiar muy rápidamente, estos también exhiben una dependencia de duración positiva en el corto plazo, tal como se presenta en la gráfica IV. La tasa de riesgo estimada tiene una pendiente positiva hasta alcanzar un máximo en el décimo mes. Tal como se mencionó anteriormente este resultado puede ser congruente con el carácter inflacionario de la economía venezolana y, por consiguiente, con la no estacionareidad de los costos marginales conjuntamente con desequilibrios frecuentes a favor de la demanda en relación con la oferta.

GRÁFICA IV. TASA DE RIESGO DE LAS DURACIONES DE PRECIOS



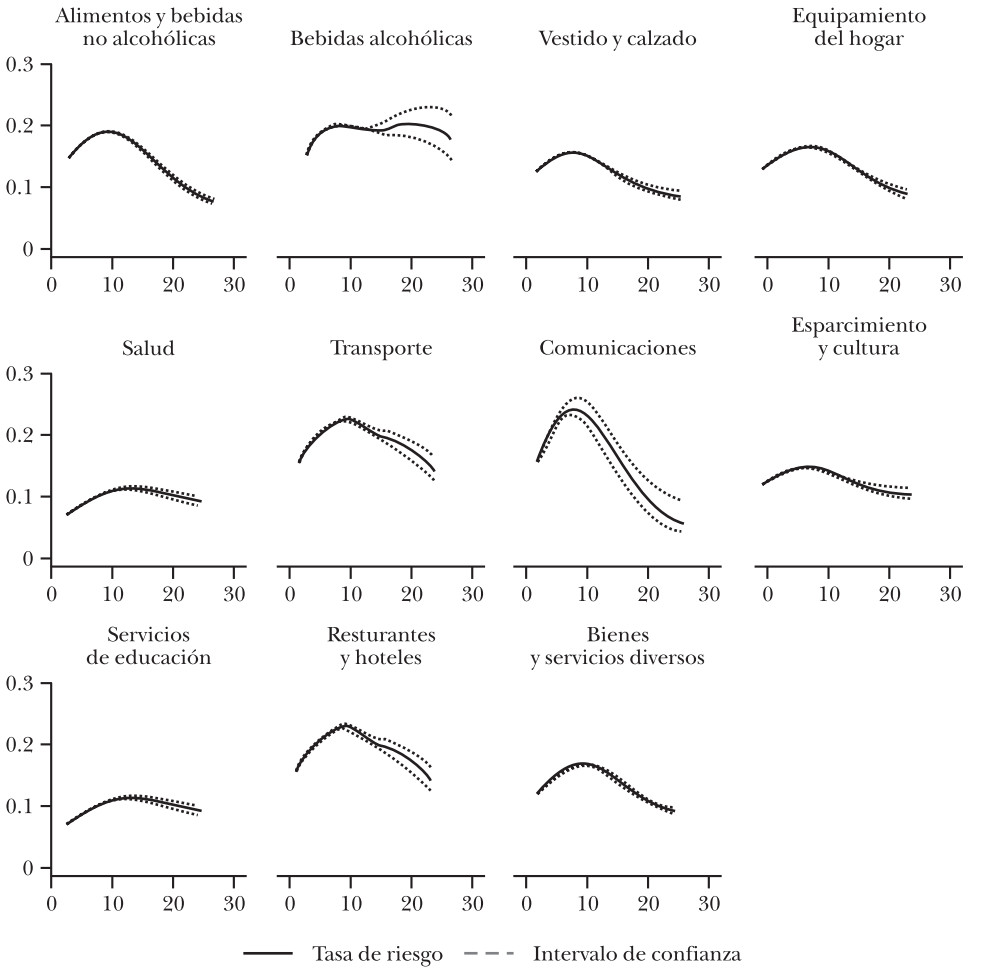
Una explicación alternativa es que al estimar una tasa de riesgo para todos los precios, se combinan duraciones heterogéneas, las cuales al ser agregadas en una sola duración se comportan como si presentaran dependencia temporal (Fougère *et al.*, 2007). Una evidencia a favor de esta hipótesis se muestra en la gráfica V, en el cual se observan las tasas de riesgo por grupos. De este modo, se verifica la falta de homogeneidad en la forma de esta tasa entre los productos que componen la canasta del IPC. De manera más específica, se puede decir que existen dos grupos para los cuales la forma de esta tasa corrobora la dependencia del estado, en este caso, alimentos y bebidas no alcohólicas, así como comunicaciones. En ambos casos, la tasa de riesgo alcanza un máximo en alrededor de diez meses.

A su vez, el resto de los grupos exhiben reglas de fijación de precios que se pudieran catalogar como dependientes del tiempo. En particular, los grupos de bebidas alcohólicas y tabaco, salud, y servicio de educación parecen exhibir un proceso de formación de precios cuya tasa de riesgo es constante con la duración de los mismos. Por otra parte, en los dos últimos, tanto la alta duración promedio, como la no dependencia en duración exhibida por la tasa de riesgo, pudieran estar asociadas a las rigideces en la formación de los salarios, tal como fue comentado previamente.

6. CONCLUSIONES

En este trabajo se evalúa qué tan rígidos son los precios en Venezuela, con la información contenida en la base de datos que se utiliza para calcular el

GRÁFICA V. ESTIMACIONES SUAVIZADAS DE LA TASA DE RIESGO POR GRUPO



IPC del área metropolitana de Caracas durante el periodo 2000 al 2007. El caso venezolano es interesante, dado el nivel relativamente alto de la inflación experimentada durante el periodo de estudio. En este trabajo se utiliza la misma metodología aplicada para Estados Unidos y Europa, extendida a otros países. Específicamente, se presenta la estimación de la duración promedio de los precios con los métodos directo e indirecto. Asimismo, se distinguen las duraciones según varias categorías con el fin de comprobar el grado de heterogeneidad en los tiempos durante el cual los precios permanecen fijos. Finalmente, se calculan varias funciones de riesgo por métodos no paramétricos.

El principal resultado de este estudio es que los precios en Venezuela cambian de manera más rápida en relación con lo observado en otros países, a saber: 2.6 meses en promedio, con una mediana de 1.9 meses. Un aspecto que no se aborda en este trabajo es la descomposición del proceso de variación de precios entre el tamaño y la frecuencia, lo cual quedará para futuros estudios. Sin embargo, los resultados aquí obtenidos permiten, al menos, inferir que un componente importante del proceso inflacionario se expresa en una mayor frecuencia en la variación de los precios. Si esto es así, según los planteamientos de la nueva escuela keynesiana conjuntamente con estos resultados, se puede desprender que la política monetaria tendría un efecto menor, o de muy poca duración, sobre el producto y más sobre los precios. Sería interesante calcular con estas duraciones el periodo de transmisión de una política monetaria expansiva sobre las variables reales para el caso venezolano, de tal modo que se pueda comprobar esta proposición empíricamente.

Por otro lado, se halla, al igual que en otros trabajos, que las duraciones de precios son heterogéneas. Las tarifas en el sector de servicios, especialmente los educativos y de salud, tienden a ser más rígidos que los precios del resto de los bienes. Esto se puede explicar, por un lado, por la existencia de contratos implícitos, especialmente en aquellos en los cuales es de valor mantener relaciones de largo plazo con sus clientes. Otra posible razón se encuentra en la alta participación de los costos laborales, que en conjunto con su correspondiente poca variabilidad durante el año, resultan en una menor flexibilidad en la fijación de precios. Esta heterogeneidad también justificaría la necesidad de la elaboración de modelos con múltiples sectores, que permitan una mejor exploración de los efectos de la política monetaria sobre la economía real. Es importante resaltar que la presencia de estas heterogeneidades puede traer como consecuencia no linealidades en el comportamiento de las variables macro, así como de efectos asimétricos por parte de los choques que sufre la economía.

Un tema que está asociado al punto anterior es el de la relación entre la rigidez de precios y las heterogeneidades, aquí encontradas, con la inercia o persistencia presente en la inflación venezolana. La presencia de contratos solapados, en conjunto con una duración relativa de los precios, puede generar dependencia de la tasa inflacionaria de hoy con valores que esta toma en el pasado (Taylor, 1980). Esto es equivalente a que en el ajuste de los precios se afecten no sólo por las expectativas futuras, sino también por la información pasada, entre ellas la tasa de inflación

observada. Es por ello que procesos inflacionarios crónicos y moderados son tan difíciles de eliminar, aun en contextos de políticas con alta credibilidad (Dornbusch y Fischer, 1993).

Es bastante interesante, los precios en Venezuela exhiben una menor flexibilidad hacia la baja, lo que contrasta con resultados de otros lugares. La noción cotidiana de que los precios sólo pueden ir en una dirección, en este caso, hacia arriba, parece ser una aseveración correcta. En presencia de costos de menú, una tendencia ascendente de los precios resulta en que los precios se ubican cerca del límite inferior posible. Esto lleva a una asimetría en la forma en que responden los precios ante choques de la economía, siendo más sensibles ante choques positivos de la demanda que a los negativos. De aquí, que los precios muestren más rigidez hacia la baja (Tsiddon, 1993).

Otro aspecto importante, especialmente en un contexto de una política antiinflacionaria, sería el conocer qué efecto tendría una contracción monetaria sobre la frecuencia de ajuste de precios, y en consecuencia sobre el efecto real de una política como esta. Esto también hablaría sobre los posibles costos que pueda tener las medidas en este contexto, los cuales muestran ser más altos cuando el nivel de actividad se acerca o está por encima de su nivel potencial (Caplin y Leahy, 1991).

Finalmente, la función de riesgo estimada nos podría señalar la presencia de inercia inflacionaria en casi todos los niveles, y la poca presencia de reglas de fijación de precios dependientes del tiempo, excepto en los servicios. Esto viene dado, especialmente, por la dependencia temporal positiva que exhibe esta tasa. Sin embargo, faltaría comprobar cómo se relaciona esto con la heterogeneidad encontrada anteriormente.

Este trabajo genera dos vías adicionales por seguir en la investigación. La primera es el estudio de la duración de los precios un paso hacia atrás en la cadena de comercialización, es decir, evaluar la rigidez de los precios a nivel de mayoristas utilizando la base de datos del índice de precios al mayoreo. La segunda consiste en investigar la formación de precios por medio de una encuesta directa a los establecimientos. Finalmente, queda como un futuro proyecto la incorporación de los resultados aquí obtenidos en un modelo de equilibrio general dinámico para Venezuela. Este modelo debe partir de la duración aquí estimada y del carácter heterogéneo de la misma.

Referencias

Álvarez, F., M. Dorta y J. Guerra (2002), "Persistencia inflacionaria en Venezuela: evolución, causas e implicaciones", en J. Guerra (ed.), *Estudios sobre la inflación en Venezuela,* Banco Central de Venezuela, Caracas, pp. 71-96.

Álvarez, L. J., E. Dhyne, M. Hoeberichts, C. Kwapil, H. Le Bihan, P. Lünnemann, F. Martins, R. Sabbatini, H. Stahl, P. Vermeulen y J. Vilmunen (2006), "Sticky Prices in the Euro Area: A Summary of New Micro-evidence", *Journal of the European Economic Association,* vol. 4, pp. 575-584.

Baudry, L., H. Le Bihan, P. Sevestre y S. Tarrieu (2007), "What Do Thirteen Million Price Records Have to Say about Consumer Price Rigidity?", *Oxford Bulletin of Economics & Statistics*, vol. 69, núm. 2, pp. 139-183.

Bils, M., y P. J. Klenow (2004), "Some Evidence on the Importance of Sticky Prices", *Journal of Political Economy*, vol. 112, pp. 947-985.

Bunn, P., y C. Ellis (2009), "Price-setting Behaviour in the United Kingdom: A Microdata Approach", *Bank of England Quarterly Bulletin*, vol. 49, núm. 1, pp. 28-36.

Calvo, G. A. (1983), "Staggered Prices in Utility-maximizing Framework", *Journal of Monetary Economics*, vol. 12, núm. 3, pp. 383-398.

Cameron, A. C., y P. K. Trivedi (2005), *Microeconometrics: Methods and Applications,* Cambridge University Press, Cambridge y Nueva York.

Caplin, A., y J. Leahy (1991), "State-dependent Pricing and the Dynamics of Money and Output", *Quarterly Journal of Economics*, vol. 106, núm. 3, pp. 683-708.

Dhyne, E., L. J. Álvarez, H. Le Bihan, G. Veronese, D. Dias, J. Hoffmann, N. Jonker, P. Lünnemann, F. Rumler y J. Vilmunen (2006), "Price Changes in the Euro Area and the United States: Some Facts from Individual Consumer Price Data", *Journal of Economic Perspectives*, vol. 20, núm. 2, pp. 171-192.

Dornbusch, R., y S. Fischer (1993), "Moderate Inflation", *World Bank Economic Review*, vol. 7, núm. 1, pp. 1-44.

Dorta, M., J. Guerra y G. Sánchez (2002), "Credibilidad y persistencia de la inflación en Venezuela", en J. Guerra (ed.), *Estudios sobre la inflación en Venezuela,* Banco Central de Venezuela, Caracas, pp. 53-70.

Fougère, D., H. Le Bihan y P. Sevestre (2007), "Heterogeneity in Consumer Price Stickiness: A Microeconometric Investigation", *Journal of Business & Economic Statistics,* vol. 25, núm. 3, pp. 247-264.

Gouvea, S. (2007), *Price Rigidity in Brazil: Evidence from CPI Micro Data,* Banco Central do Brasil, Brasilia (Working Paper Series, núm. 143).

Klenow, P. J., y O. Kryvtsov (2008), "State-dependent or Time-dependent Pricing: Does It Matter for Recent US Inflation?", *Quarterly Journal of Economics,* vol. 123, pp. 863-904.

Nakamura, E., y J. Steinsson (2008), "Five Facts about Prices: a Reevaluation of Menu Cost Models", *Quarterly Journal of Economics,* vol. 123, pp. 1415-1464.

Taylor, J. B. (1980), "Aggregate Dynamics and Staggered Contracts", *Journal of Political Economy,* vol. 88, núm. 1, pp. 1-23.

Taylor, J. B. (1999), "Staggered Price and Wage Setting in Macroeconomics", en J. B. Taylor y M. Woodford (eds.), *Handbook of Macroeconomics,* vol. 1, cap. 15, Elsevier Science, North-Holland, Amsterdam, pp. 1009-1050.

Tsiddon, D. (1993), "The (Mis)behaviour of the Aggregate Price Level", *Review of Economic Studies,* vol. 60, núm. 4, pp. 889-902.

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.*

1. INTRODUCCIÓN

En este documento se reportan los resultados de una encuesta por medio de la cual se interrogó a los empresarios colombianos acerca de la forma como fijan los precios de sus principales productos. El diseño del formulario se basa en los trabajos realizados por Blinder (1991, 1994), Blinder *et al.* (1998) y aquellos que se hicieron en el marco de la Red de Persistencia de la Inflación (IPN, Inflation Persistence Network) de los países de la Unión Europea (Fabiani *et al.*, 2005).[1]

Por otra parte, este trabajo complementa a otros resultados sobre fijación de precios en Colombia que utilizan otro tipo de enfoques. Entre los trabajos más importantes se encuentra una investigación basada en el uso

* M. Misas A., E. López E. y J. C. Parra A., econometrista principal de la Gerencia Técnica, investigador principal de la Gerencia Técnica y profesional del departamento de Modelos Macroeconómicos del Banco de la República, respectivamente. Los autores agradecen a Leonardo Bonilla, Mauricio Salazar y Jacobo Campo por su valiosa colaboración en diferentes etapas de esta investigación. Igualmente, a Juana Téllez, actual directora de Investigaciones Económicas del Grupo BBVA Colombia, por los aportes realizados en la fase inicial de esta investigación. Las opiniones expresadas son responsabilidad de los autores y no comprometen al Banco de la República ni a su Junta Directiva.

[1] Este es el primer esfuerzo realizado en nuestro país por adoptar una encuesta con rigor técnico y conceptual. Sin embargo, hay que reconocer la existencia de un trabajo anterior, el cual con todas las limitaciones técnicas y financieras de una tesis de pregrado en economía, buscó hacer un sondeo a empresarios colombianos sobre el mismo tema (Arosemena, 2001).

de bases de datos cuantitativas construidas originalmente para elaborar el índice de precios al productor colombiano (Julio y Zárate, 2008).

El interés por dilucidar la manera como las empresas fijan sus precios comenzó a tomar fuerza en el decenio de los ochenta, momento en el cual un grupo de autores comenzó a percatarse de un hecho estilizado crucial: el comportamiento de las empresas en relación con la manera como estas fijan sus precios aparentemente determina la forma en que las decisiones de política monetaria –tasas de interés, dinero e inflación– afectan a la economía como un todo. Esto va en contra de uno de los postulados centrales de la teoría macroeconómica neoclásica, según la cual, el comportamiento de las variables monetarias no tiene impacto sobre las variables reales. Esta teoría se basa en el hecho de que los cambios en precios no generan costos y por lo tanto se dan de manera instantánea.[2] Una explicación a este hecho estilizado tomó fuerza a partir de los aportes realizados por los economistas neokeynesianos. De acuerdo con estos, una explicación a este comportamiento se encuentra en que los precios se demoran en cambiar, es decir, son rígidos. En los primeros modelos que recogieron explícitamente esa idea se sugería que las interacciones estratégicas entre las empresas, las condiciones de costos, las relaciones entre las empresas y sus clientes, y los costos de la revisión de las listas de precios eran razones que podían llevar a que los precios no cambiaran tan frecuentemente.

Hoy en día se acepta que la forma en que se lleve a cabo la política monetaria puede afectar la actividad económica. El supuesto esencial para obtener efectos reales y nominales de la política monetaria es la no flexibilidad de los precios, esto es, que ellos permanezcan fijos al menos por cortos periodos de tiempo. Si después de un choque monetario los precios se ajustan de manera incompleta, la política monetaria tendrá efectos reales al menos en el corto plazo. De esta forma, el impacto de los cambios en las tasas de interés sobre la inflación y el producto es afectado por el grado y tipo de rigidez que presentan los precios. En este contexto, una mejor comprensión de las razones de las rigideces de los precios es fundamental para analizar fenómenos macroeconómicos como el impacto de la política monetaria en el producto y el empleo, y la magnitud de las fluctuaciones económicas.

[2] Este punto de vista fue puesto en duda por Friedman y Schwartz (1963) y otros autores quienes encontraron evidencia de que cambios en el dinero y en los precios (variables nominales) podían tener efectos sobre el desempleo y la producción (variables reales).

La evidencia microeconómica acerca de los ajustes de precios ha crecido sustancialmente en los últimos años y con ello la posibilidad de utilizarla dentro de modelos macroeconómicos completos. Este conocimiento es decisivo para construir modelos de inflación con fundamentos microeconómicos adecuados que permitan mejorar el diseño de la política monetaria y obtener un mejor comportamiento de esta.[3] Estos modelos usualmente incorporan diferentes tipos de rigideces nominales, con las cuales la política monetaria tiene un impacto en la actividad económica real en el corto y mediano plazo. Al respecto, son muy conocidas las formulaciones de Calvo (1983) y Taylor (1980) acerca de las rigideces de precios, con las cuales se han construido una gran cantidad de modelos monetarios en los que la política monetaria tiene efectos reales.

Los estudios recientes sobre el tema dejan de concentrarse en la fijación de precios de una única firma o un mercado individual,[4] para tener un alcance más amplio. Tales estudios consideran dos tipos de análisis. El primer enfoque se origina en la liberación, por parte de las oficinas de estadística, de las bases de datos de gran tamaño recolectadas para servir de base en el cálculo del índice de precios al consumidor o al productor. Los trabajos pioneros en esta línea fueron los de Bils y Klenow (2004) para EUA, y de Baharad y Eden (2004) para Israel. Diferentes esfuerzos en esta línea de investigación se hicieron posteriormente para la IPN del Banco Central Europeo. La segunda propuesta fue el diseño de encuestas directas, con preguntas en un lenguaje sencillo acerca de los razonamientos y procedimientos de los empresarios cuando fijan los precios de sus productos. Las primeras encuestas de este tipo fueron desarrolladas por Blinder (1991, 1994) y Blinder *et al.* (1998) para los EUA, Hall *et al.* (2000) para el Reino Unido, Apel *et al.* (2005) para Suecia, Amirault *et al.* (2006) para Canadá y también por la red de persistencia de la inflación de los países de la Unión Europea (Fabiani *et al.*, 2005).

Los trabajos realizados con encuestas directas tienen ventajas sobre los que utilizan las bases de datos de los índices de precios al consumidor o al productor. Si bien estos últimos logran una caracterización cuantitativa muy completa de la periodicidad y magnitud de los cambios en los precios,

[3] Máckowiak y Smets (2008) advierten que los resultados de los estudios microeconómicos no se pueden aplicar automáticamente a los modelos macroeconómicos.

[4] Como por ejemplo los trabajos pioneros de los precios de revistas de Cecchetti (1986), los precios en los catálogos de ventas de Kashyap (1995), los precios al por menor de las distribuidoras de gasolina de Asplund *et al.* (2000), o los precios de supermercados de Levy *et al.* (1997).

no alcanzan una comprensión suficiente acerca de los factores determinantes fundamentales que guían el accionar de quienes fijan los precios. Hay ciertos aspectos de las políticas de precios de las firmas que sólo se pueden investigar con base en información cualitativa; tal es el caso, por ejemplo, del conjunto de información que los empresarios consideran en la revisión de sus precios. Los resultados de las encuestas son útiles en todo caso para verificar y extender la evidencia de tipo cuantitativa obtenida con base en microdatos (Álvarez y Hernando, 2005).

Los resultados reportados en este trabajo provienen de una encuesta directa que llevó a cabo el Banco de la República y se realizó en dos etapas.[5] La primera etapa corresponde a una encuesta piloto, por medio de la cual se prueba la solidez técnica del cuestionario diseñado para sondear a los empresarios. Esta se llevó a cabo durante el periodo comprendido entre los meses de agosto y octubre de 2007 y se interrogó a 142 empresarios. En la segunda etapa se utiliza el cuestionario depurado para encuestar a una muestra final de 787 empresarios y se realizó durante el periodo comprendido entre noviembre de 2007 y mayo de 2008. El diseño de las preguntas del formulario estuvo basado en las experiencias de otros países que han hecho encuestas similares, incluidos algunos pocos estudios llevados a cabo en países en desarrollo.[6]

En este contexto, uno de los objetivos de la encuesta es profundizar en el conocimiento sobre la fijación de precios por parte de los empresarios colombianos. Específicamente, se explora el grado de autonomía que tienen las empresas para cambiar sus precios y la existencia de políticas periódicas de revisión de precios (tiempo dependientes) o políticas que dependen del estado de la economía (estado dependientes). Igualmente, se indaga por el conjunto de información relevante en la toma de decisiones asociadas a cambios de precios; por la frecuencia de las revisiones y cambios de los precios y el uso de algún tipo de discriminación para determinar un precio. Un segundo objetivo es el análisis de los principales factores que llevan a los cambios en los precios así como también de la velocidad con la cual las firmas reaccionan ante diferentes choques. Se profundiza en los factores subyacentes (estructura de costos, grado de competencia, entre otros) que explican las diferencias sectoriales que se observan en la frecuencia de cambios de los precios y en la velocidad de reacción

[5] El trabajo de campo lo realizó el Centro Nacional de Consultoría por encargo del Banco de la República.

[6] En la sección 2 se presenta un resumen de la literatura examinada en este documento.

frente a diferentes choques. El último objetivo es el de proveer evidencia empírica acerca de las diferentes teorías planteadas por la literatura como explicación de los rezagos en los ajustes de precios.

La primera de las siete secciones en que se divide el documento es esta introducción. La segunda sección presenta una revisión de literatura pertinente. En la tercera se explica la metodología empleada para llevar a cabo y procesar la encuesta. La caracterización de las empresas encuestadas se presenta a continuación en la cuarta sección. El análisis de los determinantes de la revisión de los precios se hace en la quinta sección. La forma como se realizan los cambios sigue en la sección sexta. Los factores asociados a los cambios en los precios tales como asimetrías en los ajustes y el tiempo de respuesta después de un choque es el tema de la siguiente sección. La última sección concluye.

2. REVISIÓN DE LA LITERATURA

Desde los estudios pioneros de Blinder (1991, 1994), el enfoque de encuestas ha tomada cada vez más fuerza para proveer información acerca de la forma como las firmas fijan sus precios. El cuadro 1 resume los estudios más importantes que se han llevado a cabo desde ese entonces. Los esfuerzos posteriores a Blinder se dieron en el Banco de Inglaterra (Hall *et al.*, 1997), el Banco de Japón (Nakagawa *et al.*, 2000) y el Banco de Suecia (Apel *et al.*, 2001). Posteriormente, durante los años 2003 y 2004 nueve bancos centrales de la zona del euro (Italia, Bélgica, Alemania, Francia, España, Países Bajos, Luxemburgo, Portugal y Austria) llevaron a cabo encuestas a las firmas sobre su comportamiento en relación con la fijación de los precios. Este esfuerzo hizo parte de un proyecto de colaboración llamado Red de Persistencia de la Inflación (IPN). Más recientemente se han llevado a cabo encuestas en Canadá (Amirault *et al.*, 2006), Rumania (Sahinöz y Saraçoglu, 2008) y México (Castañon *et al.*, 2008).

A pesar de los altos costos que puede tener la recolección de información sobre precios por medio de una encuesta directa, sus ventajas constituyen la fuente de su creciente popularidad. Entre estas ventajas se encuentra la posibilidad de investigar a fondo: *i)* el conjunto de información empleado para revisar los precios, y *ii)* la importancia relativa que dan los empresarios a las diferentes teorías sobre la rigidez de precios. De hecho, muchas de las nuevas teorías han surgido antes de haber rechazado las anteriores, un escrutinio que se puede llevar a cabo únicamente con las

encuestas. Adicionalmente, el uso de encuestas directas permite estudiar, de forma separada, las dos etapas del proceso de fijación de precios, a saber, la revisión y el cambio. Estas proporcionan, también, una base para evaluar empíricamente la respuesta de los precios, tanto en dirección como en magnitud, a los diferentes choques que puede recibir la economía. Es así como la diversidad de información que puede extraerse de las encuestas directas permite superar las limitaciones que tienen los enfoques convencionales a partir de análisis econométricos sobre datos agregados de series de tiempo, con los cuales no es posible responder muchas de las preguntas relevantes sobre el tema.

En el cuadro 1 se reporta la fecha en que se realizaron las encuestas revisadas,[7] el tamaño de la muestra, la tasa de respuesta de las empresas encuestadas, la cobertura sectorial que tuvo el sondeo, el tipo de muestreo utilizado y la teoría de rigideces de precios identificada por los empresarios como la más importante para explicar su comportamiento.

Si bien los primeros trabajos no se llevaron a cabo en un banco central, una característica de este tipo de investigación es que se ha realizado sobre todo en los bancos centrales o con participación de investigadores vinculados a estos. En la mayoría de los casos, los bancos llevaron directamente a cabo la encuesta. Algunos acudieron a institutos externos de investigación para recolectar la información con formularios diseñados por ellos, tal fue el caso de la encuesta de Alemania, España, Italia, Países Bajos y Austria. En otros casos, los formularios fueron enviados por correo normal, realizando un contacto previo telefónico. Las respuestas se podían enviar directamente a los bancos por medio de fax o correo, o la encuesta se contestaba telefónicamente o con entrevistas directas previa la recepción del formulario. Pocos bancos utilizaron la red de internet para llevar a cabo la encuesta como medio para recopilar la información (España, Portugal, Italia y Países Bajos). El banco central de Canadá realizó encuestas directas en las cuales todos los encuestadores eran funcionarios de la entidad. En el trabajo seminal de Blinder (1991) también se realizaron encuestas directas. Las diferencias en el procedimiento utilizado explica la dispersión en la tasa de respuesta que se observa en la tercera columna del cuadro 1.

La cobertura sectorial de las encuestas varía de país a país. Mientras que en algunos casos la encuesta cubre toda la economía (Rumania), en

[7] Esta fecha no coincide con la respectiva publicación que permitió la divulgación de los resultados de las investigaciones.

CUADRO 1. LITERATURA REVISADA

País	*Fecha*	*Firmas en la muestra/tasa de respuesta*	*Sectores*	*Técnica muestreo*	*Teorías*
Alemania	2004	2,740/46%	M	Con propósito	Contratos explícitos
Austria	2004	2,500/36%	M, S	Aleatorio estratificado	Contratos (exp e imp)
Bélgica	2004	5,600/35%	M,Cpm, S, Cons	Aleatorio estratificado	Contratos implícitos
Canadá	2002-2003	170/100%	M, Cpm, S, Cons	Por cuotas	Costos perezosos
España	2004	3,000/69%	M, Cpm, S	Aleatorio estratificado	Contratos implícitos
Estados Unidos	1990-1991	400/50%	M, Cpm, S, Cons, Min	Aleatorio simple	Plazos de entrega
Francia	2003 – 2004	4,300/38%	M	Aleatorio estratificado	Fallas de coordinación
Italia	2003	729/46%	M, Cpm, S, Cons	Aleatorio estratificado	Cont. exp./fallas de coordinación
Japón	2000	1,202/56%	M, Cpm, S, Cons, Trans	*NR*	Fallas de coordinación
Luxemburgo	2004	1,100/30%	M, Cpm, S, Cons	Aleatorio estratificado	Contratos explícitos
México	2005	745/53%	M	Aleatorio estratificado	Costos perezosos
Países Bajos	2004	1,870/67%	M, Cpm, S	Aleatorio estratificado	Contratos implícitos
Portugal	2004	2,494/55%	M, S	Aleatorio estratificado	Contratos implícitos
Reino Unido	1995	1,100/59%	M, Cpm, S, Cons	No	Costos perezosos
Rumania	2006	1,901/19.8%	Toda la economía	Aleatorio estratificado	Contratos implícitos
Suecia	2000	1,300/48.7%	M, S	Aleatorio simple	Contratos implícitos
Turquía	2005	999/27.7%	M, Ener	Aleatorio simple	Mark-up

FUENTE: Elaboración propia.

NOTAS: Se utilizan las siguientes convenciones: A indica agricultura; M, industria manufacturera; Cpm, comercio al por menor; S, servicios; Cons, construcción; Ener, energía; Trans, transporte; Min, minas; *NR*, no reporta.

otros casos se concentra en la industria manufacturera (Alemania, México). Algunos países tienen en cuenta el comercio, otros no. Algunos países incluyen servicios y construcción en sus muestras. Resulta curioso el ejercicio realizado en Turquía y Rumania, quienes incluyen empresas que producen energía en sus muestras.

El método de muestreo empleado es fundamental para alcanzar una correcta inferencia acerca de las características de la población. En la

mayoría de los países de Europa se hizo uso de muestras ya consolidadas utilizadas en encuestas de opinión, hojas de balance u otros propósitos. El muestreo predominante fue el aleatorio estratificado por sector o nivel de empleo. Es poco frecuente el uso del muestreo por cuotas (Canadá) o el muestreo con propósito (Alemania). Este último tipo de muestreo implica la inclusión forzosa de ciertas firmas que se desea encuestar por su importancia relativa en la economía alemana (Stahl, 1995).

En la última columna del cuadro 1, se presenta la teoría seleccionada como dominante para explicar las rigideces de precios de acuerdo con la opinión de los encuestados. A esta columna se hace referencia más adelante una vez se explique cada teoría. Por ahora, es de destacar la importancia que tienen los contratos (explícitos o implícitos) como teoría explicativa de las rigideces de precios. Esta teoría explica las rigideces de precios en 10 de los 17 trabajos revisados.

3. METODOLOGÍA

La encuesta fue llevada a cabo en dos etapas. La primera etapa correspondió a una encuesta piloto, que se efectuó durante los meses de agosto y octubre de 2007 y se interrogó a 142 dirigentes de empresas. En la segunda etapa se utilizó el cuestionario depurado, con base en la experiencia de la encuesta piloto, para encuestar a una muestra final de 787 dirigentes de empresas durante los meses de noviembre de 2007 y mayo de 2008. La encuesta la llevó a cabo una empresa privada (Centro Nacional de Consultoría) empleando un cuestionario diseñado por el Banco de la República, el cual se construyó con base en las experiencias de otros países en esta materia. Las encuestas se realizaron personalmente con los encargados, dentro de la empresa encuestada, de establecer las políticas de precios, como por ejemplo gerentes generales, gerentes financieros, gerentes de mercadeo o gerentes de producción, previo envío de una carta firmada por el gerente general del Banco de la República, donde se solicitaba la colaboración y se aseguraba la completa confidencialidad de las respuestas entregadas por los encuestados.

A la empresa encuestadora se le suministró la muestra de empresas y las empresas reemplazantes, si por alguna razón no se podía hacer la encuesta a las primeras empresas elegidas.

3.1 Diseño de la muestra

La población relevante para el estudio comprende todas aquellas empresas obligadas a reportar sus estados financieros ante la Superintendencia de Sociedades o ante la Superintendencia Financiera en el año 2005 y que adicionalmente, de acuerdo con la Ley 590 de 2000, tuvieran activos totales superiores a 501 salarios mínimos legales vigentes (SMLV) del mismo año, de forma que pudieran ser clasificadas en empresas no grandes (pequeñas y medianas) y grandes.[8] De esta manera, la población no incluye microempresas ya que consideramos que sus decisiones de precios no alteran de manera significativa el comportamiento agregado de los precios de la economía. Así mismo, la población en estudio no incluye aquellas empresas productoras o prestadoras de servicios debido a que en esos casos es difícil identificar el producto principal que proveen al mercado. Así las cosas, la población considera únicamente empresas, que de acuerdo con la clasificación internacional CIIU, pertenecen a sectores tales como: agricultura, ganadería, caza y silvicultura (sección A), pesca (sección B) e industria manufacturera (sección D). De otro lado, las empresas contenidas en cada una de las secciones anteriores se separaron de acuerdo con la clasificación a tres dígitos y a partir de allí se consideraron únicamente subsectores que, según nuestro criterio y objetivo de investigación, eran relevantes en la fijación de precios en Colombia. Las empresas del sector comercio, al por menor y al por mayor, no fueron incluidas en el estudio debido a la dificultad para seleccionar el producto representativo, que les permitiera responder adecuadamente el cuestionario diseñado. Una descripción detallada de la población con código CIIU a tres dígitos se encuentra en el anexo 1.

Mediante el empleo de las dos categorizaciones anteriores, tamaño y sector económico, se llegó finalmente a una población de 4,626 empresas clasificadas en 28 estratos homogéneos. Una vez definidos los estratos, se llevó a cabo un muestreo aleatorio estratificado con asignación proporcional, el cual condujo a una muestra representativa, al 95% de confianza, de 743 empresas. Sin embargo, con el propósito de obtener una mayor

[8] De acuerdo con el Ministerio de la Protección Social, el SMLV para el 2005 era de 381,500 pesos colombianos. Por lo tanto, una empresa grande era aquella que presentara activos totales superiores 5,722,500 miles de millones de pesos colombianos; una empresa se considera mediana en 2005 si reportaba activos totales entre 1,907,882 y 5,722,500 miles de millones de pesos colombianos y finalmente una empresa era pequeña si registraba ante las entidades de vigilancia activos totales entre 191,132 y 1,907,882 miles de millones de pesos colombianos.

variabilidad en algunos estratos, que resultaron con un tamaño de muestra muy bajo, se amplió la muestra a 787 firmas. El cuadro 2 resume la composición de la muestra final. En el cuadro se presenta tanto la división sectorial como la división entre empresas grandes y no grandes para cada sector y para el total de la muestra.

CUADRO 2. DISTRIBUCIÓN DE LA MUESTRA

	Tamaño			
CIIU	*Grande*	*No grande*	*Total*	*Total (%)*
Agricultura	28	57	85	10.8
Pesca	2	6	8	1.0
Productos alimenticios	48	63	111	14.1
Textiles	18	24	42	5.3
Prendas de vestir	17	48	65	8.3
Cueros	5	16	21	2.7
Madera y papel; Edición e impresión	25	57	82	10.4
Refinación de petróleos; Químicos	33	39	72	9.1
Caucho y plástico	26	39	65	8.3
Minerales y metalúrgicos	18	24	42	5.3
Productos de metal	16	43	59	7.5
Maquinaria y equipo	6	18	24	3.0
Aparatos eléctricos[a]	5	14	19	2.4
Vehículos y resto de industria	29	63	92	11.7
Total	*276*	*511*	*787*	
Total (%)	*35.1*	*64.9*		*100*

FUENTE: Elaboración propia.
[a] Incluye equipos de comunicación, instrumentos médicos y otros aparatos eléctricos

Para un correcto desarrollo del muestreo aleatorio estratificado, se realizó una encuesta piloto durante el segundo semestre de 2007 (agosto y octubre). Esta se distribuyó a 142 empresas elegidas aleatoriamente, tamaño obtenido a partir de la información obtenida por Arosemena (2001), quién siguiendo a Blinder (1991, 1994) estudió la presencia de fallas de coordinación en las firmas colombianas. La realización de la muestra piloto tuvo dos objetivos. Primero permitió encontrar las debilidades y fortalezas del formulario diseñado para la encuesta. En efecto, luego de su análisis, un número de preguntas fueron reformuladas o eliminadas, de forma tal que el cuestionario fuera lo más corto y simple posible. Segundo, con los resultados obtenidos en la encuesta piloto se construyó un conjunto de estimadores de las varianzas dentro de cada uno de los estratos que permitió, posteriormente, elaborar el muestreo aleatorio estratificado. Una descripción del método de muestreo aplicado en este ejercicio se encuentra en el anexo 2.

Con respecto a la tasa de respuesta por parte de los encuestados, es importante notar que a diferencia de otros ejercicios realizados en este campo, el porcentaje de cuestionarios efectivamente contestados fue del 100%. Esto debido a que se realizó un proceso de reemplazo aleatorio cada vez que una empresa de determinado estrato no respondía al primer contacto del encuestador. El reemplazo se realizó por medio de un muestreo aleatorio simple dentro de cada estrato, siguiendo las ideas de Martínez (2002). Esto nos permite entonces contar con la representatividad necesaria para poder hacer inferencia estadística de la población en estudio.

3.2 Diseño y aplicación del cuestionario

El cuestionario empleado se basó en los desarrollados por Blinder (1991, 1994), Hall *et al.* (1997), Apel *et al.* (2001), los miembros de la Red del Eurosistema para el estudio de la inflación y otros reseñados en la sección anterior. El formulario final consta de 32 preguntas agrupadas en cinco secciones. En su construcción se empleó un lenguaje no técnico que pudiera ser entendido por no economistas. El cuestionario completo se encuentra en el anexo 3.

La primera parte del cuestionario (preguntas 1 a 15) recoge información acerca del principal producto que vende la empresa, el destino de sus ventas, la existencia de políticas de discriminación entre compradores, número de competidores y tipo de relación con los clientes.

La segunda sección (preguntas 16 a 24) indaga por las políticas de fijación de precios de la firma. Más específicamente, se pregunta acerca de la habilidad de la empresa para establecer precios frente a la competencia, es decir, si son tomadoras o fijadoras de precios, y sobre los factores determinantes a la hora de establecer el precio de su principal producto. De igual manera, se trata de analizar el tipo de regla de revisión de precios que siguen las empresas colombianas: estado dependientes o tiempo dependientes; la frecuencia con que se ajustan los precios y su evolución en los últimos cinco años.

La tercera parte del formulario (preguntas 25 a 27) analiza las razones que explican los cambios en los precios como también el tiempo que transcurre entre los choques que reciben las firmas y el ajuste de sus precios. Así mismo, se estudia el fenómeno de respuestas asimétricas a choques económicos.

La cuarta sección (preguntas 28 a 30) pregunta acerca del tipo y de la relevancia de la información utilizada por las empresas al momento de

revisar los precios. Se hace especial énfasis en el efecto que tienen la meta de inflación del Banco de la República y la fijación del salario mínimo sobre las decisiones de precios.

Finalmente, la sección cinco (pregunta 31) pide a las empresas calificar la importancia de diferentes teorías económicas sobre la rigidez de los precios. Para ello se elabora un conjunto de afirmaciones, de fácil interpretación, que tratan de recoger la principal idea detrás de cada una de esas teorías.

Una vez completado el cuestionario y diseñada la muestra se procedió a contactar a cada una de las empresas vía telefónica para fijar una cita entre el encargado responsable de la empresa encuestadora y aquel de la firma a entrevistar, y así poder realizar la encuesta personalmente. En el proceso de contactar las empresas vía telefónica se le preguntaba a cada empresa si su mercado objetivo era el nacional o el externo. Aquellas empresas que afirmaban exportar el 100% de su producción eran descartadas ya que el interés de la investigación radica en el proceso de fijación de precios al interior del país.

El cuestionario contiene tres tipos de preguntas. El primer grupo de preguntas busca determinar la importancia que el encuestado le atribuye a una afirmación dada. Las respuestas posibles son "1 = no importante", "2 = poco importante", "3 = importante", "4 = muy importante" y "9 = no sabe/no responde". En el análisis de resultados se presenta el promedio poblacional ponderado de todas las alternativas. De igual manera, para aquellas preguntas que lo ameritan se lleva a cabo una prueba de hipótesis de igualdad de media de forma que se pueda contrastar el hecho de que un par de opciones no sean estadísticamente iguales. Esto permite un ordenamiento de opciones.

El segundo grupo de preguntas consiste en la selección, por parte de la empresa, de una opción de una lista de posibilidades. Para el análisis de estos resultados se estimaron proporciones poblacionales de forma tal que se pudieran presentar frecuencias relativas de cada una de las preguntas. Finalmente, el último tipo de preguntas corresponde a aquellas en que se requiere una respuesta cuantitativa exacta, para las cuales se calcularon medias poblacionales ponderadas.

El cálculo de las medias poblacionales estratificadas y ponderadas se realizó con base en los desarrollos presentados por Hansen *et al.* (1953a y 1953b) y detallados en el anexo 5.[9] La estimación de cada media poblacional

[9] Para llevar a cabo un correcto proceso de inferencia estadística, y debido a la existencia

está acompañada de la estimación de la varianza poblacional correspondiente. Esta última permite llevar a cabo las pruebas de hipótesis de igualdad de media. El ponderador utilizado corresponde a los ingresos operacionales reportados por cada firma a la Superintendencia de Sociedades y la Superintendencia Financiera durante el año contable de 2005. El esquema de ponderación elegido permite asignar una mayor importancia a las respuestas de las firmas con ingresos operacionales elevados dentro de cada estrato pues, presumiblemente, sus decisiones son más relevantes dentro del nivel general de precios de la economía.

3.3 Condiciones económicas

Las condiciones económicas pueden afectar la percepción de los agentes y la forma en qué estos responden a una encuesta como la diseñada en este trabajo. En el periodo durante el cual los empresarios colombianos respondieron el cuestionario (noviembre de 2007 a mayo de 2008), la economía colombiana había perdido el impulso que había tenido recientemente. En efecto, el promedio de crecimiento de los tres años anteriores había sido del 7%, una cifra que no se había observado desde los años que siguieron a la segunda guerra mundial. En particular, un incremento del PIB como el presentado en 2007 (8.2%), sólo es comparable con los observados en 1978 (8.2%) y 1949 (8.7%). A pesar del vigor del crecimiento reciente, en 2008 la economía colombiana había comenzado a desacelerarse pronunciadamente y para el primer trimestre del año la cifra registrada de crecimiento anual era de 4.1%, la mitad del crecimiento del año 2007.

La desaceleración del crecimiento se dio como consecuencia de una reducción de la demanda externa, la acumulación de tensiones internas asociadas con la reducción del gasto público local, el encarecimiento de las materias primas importadas y el aumento de las presiones inflacionarias que afectaron al consumo de los hogares. Ante el aumento de la inflación, el Banco de la República había cambiado su postura de política monetaria desde abril de 2006. Este hecho también contribuyó a la reducción de la dinámica de la demanda interna y, en consecuencia, a la ralentización del crecimiento (Banco de la República, 2008).

---

de valores omitidos en las respuestas de algunos encuestados, se empleó un procedimiento de imputación múltiple de forma que la base de datos con todas las respuestas a cada pregunta estuviera equilibrada. Más específicamente, se empleo el método de Markov Chain Monte Carlo (MCMC), el cual se detalla en el anexo 4.

4. CARACTERIZACIÓN DEL MERCADO EN QUE OPERAN LAS FIRMAS

Las características de los mercados en los cuales operan las firmas son factores determinantes importantes de las políticas de fijación de precios. En este sentido, la primera sección del cuestionario inquiere por algunas de estas características como por ejemplo, el destino de las ventas, el grado de competencia que perciben, el tipo de relación que mantienen con los clientes, el tipo de bien que producen, entre otros.

Las empresas de la población en estudio tienen principalmente una orientación hacia el mercado interno. Los resultados del cuadro 3 muestran que un 81.9% de las empresas colombianas destina sus ventas al mercado interno mientras que el 18.1% restante al mercado externo. En el mercado externo las empresas venden en mayor proporción a países distintos de Venezuela y EUA. A nivel sectorial, para la agricultura y los productos alimenticios, los mercados locales son muy importantes, mientras que para vehículos se observa una gran dependencia del mercado venezolano. Adicionalmente, la mayor parte de las firmas (71.6%) considera que tiene una relación de largo plazo con sus clientes en las ventas de su principal producto. La evidencia sobre el tipo de clientes que tienen las

CUADRO 3. CARACTERÍSTICAS DE LA POBLACIÓN: DISTRIBUCIÓN DE VENTAS Y RELACIONES COMERCIALES[a]

CIIU	*Ventas domésticas (%)*	*Ventas EUA (%)*	*Ventas Venezuela (%)*	*Ventas otros (%)*	*% de ventas con clientes de largo plazo*
Agricultura	97.2	0.6	0.0	2.2	77.1
Pesca	74.1	21.1	0.0	4.9	80.9
Productos alimenticios	94.9	0.5	0.3	4.3	43.9
Textiles	62.6	19.4	6.2	11.9	86.4
Prendas de vestir	73.3	2.8	14.0	10.0	86.3
Cueros	77.1	13.3	1.5	8.1	81.0
Madera y papel; Edición e impresión	81.6	1.0	7.4	10.1	86.1
Refinación de petróleos; Químicos	68.7	0.8	9.5	21.0	93.6
Caucho y plástico	85.1	2.3	4.6	8.0	84.3
Minerales y metalúrgicos	87.1	2.1	3.6	7.3	86.1
Productos de metal	87.8	1.4	3.1	7.7	87.9
Maquinaria y equipo	81.8	0.9	7.2	10.1	90.7
Aparatos eléctricos	63.5	0.0	12.8	23.7	86.1
Vehículos y resto de la industria	48.8	1.9	40.8	8.5	93.2
Total	*81.9*	*2.44*	*7.64*	*8.03*	*71.6*

FUENTE: Elaboración propia.
[a] Características inferidas a partir de la muestra representativa.

empresas es relevante; tradicionalmente se ha argumentado que la existencia de relaciones de largo plazo con los clientes puede retardar los ajustes de precios, en respuesta a choques, por parte de las firmas. A nivel sectorial, las respuestas del cuestionario muestran que este tipo de relación es fundamental para sectores como los vehículos y la refinación de petróleo (+ químicos) y mucho menos importante para empresas que producen productos alimenticios y agrícolas.

La mayor parte de las empresas colombianas producen bienes finales como producto final (68.4%) y en menor proporción bienes intermedios (32.4%). Es muy reducida la producción de bienes de capital (1.3%). Esta estructura, presentada en el cuadro 4, concuerda con la que se puede extraer de la información del Sistema de Cuentas Nacionales. De otro lado, una característica muy importante que se obtiene de los resultados de la

CUADRO 4. CARACTERÍSTICAS DE LA POBLACIÓN: BIEN PRODUCIDO, PERCEPCIÓN DE COMPETENCIA Y EXISTENCIA DE LÍDERES[a]

CIIU	*Pdn. bien final (%)*[b]	*Pdn. bien intermedio (%)*	*Pdn. bien capital (%)*	*Número medio de competidores (%)*	*Existencia de líderes en la industria (%)*[c]	*Líderes*[d]
Agricultura	95.2	4.6	0.2	Entre 5 y 20	16.5	48.2
Pesca	97.6	2.4	0.0	Entre 5 y 20	55.3	100.0
Productos alimenticios	80.4	22.5	0.0	Entre 5 y 20	75.5	82.2
Textiles	14.7	85.3	0.0	Menos de 5	47.8	76.7
Prendas de vestir	99.1	0.9	0.0	Entre 5 y 20	22.6	63.0
Cueros	4.7	95.3	0.0	Menos de 5	1.2	41.8
Madera y papel; Edición e impresión	39.4	60.6	0.2	Menos de 5	16.3	46.2
Refinación de petróleos; Químicos	61.4	39.5	0.0	Menos de 5	52.0	82.4
Caucho y plástico	63.9	47.9	0.2	Menos de 5	45.5	84.9
Minerales y metalúrgicos	62.1	40.9	1.3	Menos de 5	49.6	12.5
Productos de metal	33.0	58.9	8.2	Menos de 5	78.6	48.8
Maquinaria y equipo	86.7	1.0	12.3	Menos de 5	65.6	17.3
Aparatos eléctricos	91.8	5.1	3.1	Menos de 5	60.3	71.2
Vehículos y resto de la industria	89.1	5.4	5.7	Menos de 5	15.9	84.8
Total	*68.4*	*32.4*	*1.3*	*Menos de 5*	*48.7*	*72.4*

FUENTE: Elaboración propia.

[a] Características inferidas a partir de la muestra representativa. [b] Porcentaje de firmas dentro de cada industria dedicada a producir cada tipo de bien. [c] Porcentaje de firmas dentro de cada industria que reconoce la existencia de un líder en su industria. [d] Porcentaje de firmas que reconociendo la existencia de un líder en su industria se consideran líderes en precios.

encuesta es que las empresas colombianas se enfrentan a un número relativamente reducido de competidores. En términos generales, las empresas colombianas se enfrentan en promedio a menos de cinco competidores. De los catorce sectores económicos en que se dividieron las empresas, diez se caracterizan por tener menos de cinco competidores, los cuatro restantes tienen, de acuerdo a lo declarado por los encuestados, entre cinco y veinte competidores.

Este resultado acerca del grado de competencia en que se mueven las firmas es de la mayor trascendencia para comprender la forma en como estas ajustan sus precios. En mercados altamente competitivos las firmas son más susceptibles de cambiar sus precios como respuesta a un choque, dado que el costo de oportunidad de no hacerlo a un nivel óptimo es muy alto. En contraste, el costo de oportunidad de no fijar un precio óptimo es reducido para las firmas que tienen poder de mercado. Álvarez y Hernando (2005) citan alguna literatura relevante para ilustrar el punto de la relación entre rigidez de precios y el grado de competencia. Geroski (1992) halla que la respuesta de los precios a choques de oferta y de demanda es más rápida en industrias con un mayor grado de competencia. Algo similar encuentran Hall *et al.* (2000) y Carlton (1986), cuando afirman que las empresas que actúan en mercados con un alto grado de competencia tienden a ajustar sus precios más rápido que las empresas que enfrentan una elasticidad de demanda menor.

En el cuestionario se pregunta por la existencia de líderes en la industria respectiva y también si la empresa encuestada se considera ella misma líder. Se trata, claro está, de medidas muy subjetivas, pero los resultados son muy interesantes. Al respecto, resulta fundamental indagar acerca de la percepción que tienen las empresas sobre la estructura competitiva que los rodea. Las empresas que reconocen la existencia de líderes en su industria señalan la presencia de estructuras monopólicas o de competencia monopolística, lo que resulta en evidencia primordial dentro del análisis de formación de precios. En el total, solo el 48.7% de las empresas considera que existe un líder en su industria y el 72.4% de estas, que el líder es ella misma. Por sectores aparecen casos diferenciados. Se encuentran situaciones en las cuales una buena proporción de los dirigentes de las empresas reconoce la existencia de líderes y piensa que la empresa es líder en la industria (productos alimenticios y aparatos eléctricos). Se da también el caso en que una reducida proporción de firmas considera que existen líderes en la industria y a su vez afirman ser ellas las líderes (prendas de vestir, vehículos y resto de industria).

5. REVISIÓN DE PRECIOS

En la literatura relacionada con el tema que nos ocupa se establecen dos etapas en el proceso de fijación de los precios (Fabiani *et al.*, 2005). La primera corresponde al proceso de revisión de los precios. En esa etapa las empresas evalúan el precio que ellas eventualmente quieren fijar, verifican su optimalidad y se contrasta con el costo que implicaría su cambio. De esta forma, con el fin de evaluar un nuevo precio, la empresa tiene en cuenta la información disponible y lo contrasta con el precio que cobra en ese momento. Este procedimiento implica un costo fijo de recopilación, análisis y evaluación de la información. Por esta razón las empresas lo realizan con una periodicidad determinada o ante hechos relevantes, y no de manera continua. La segunda etapa corresponde a los cambios efectivos de los precios. En este caso también hay costos asociados (nuevas tablas de precios, etiquetas, etc.). Es de señalar, que no toda revisión de los precios conlleva necesariamente a un cambio de estos. A continuación se presentan los resultados de la encuesta asociados con el proceso de revisión de precios.

5.1 Políticas de revisión de precios: tiempo dependiente contra estado dependiente

Las firmas individuales adoptan dos tipos de políticas para revisar sus precios. La literatura teórica ha modelado este hecho considerando dos tipos de reglas: *i)* reglas de precios tiempo dependientes, y *ii)* reglas de precios estado dependientes. En el primer caso, las empresas realizan una revisión de sus cotizaciones en intervalos de tiempo específicos (Fischer, 1977; Taylor, 1979 y 1980; Calvo, 1983). Esto lleva a que, ya sea que se trate de un proceso determinístico de ajuste de precios según Taylor o estocástico según Calvo, las firmas revisan sus precios periódicamente, con lo cual el intervalo de revisión de precios es exógeno y no depende del estado de la economía. En contraste, las empresas que siguen una regla estado dependiente revisan sus precios en función del estado de las variables económicas que los afectan. En consecuencia, un choque de gran magnitud las lleva a una revisión de sus precios. Una justificación estándar de este tipo de ajuste discontinuo de precios es la existencia de costos fijos asociados a su cambio (Sheshinski y Weiss, 1977).

Ante un choque en la economía, los dos tipos de políticas de revisión de precios tienen implicaciones diferentes para la evolución del sector

real. Las firmas que siguen una política estado dependiente revisarán sus precios inmediatamente después del choque. No es el caso para las empresas que se guían por una política tiempo dependiente, las cuales siguen estrictamente su regla y por lo tanto, deben esperar hasta su próxima fecha de revisión. En este caso habría una rigidez mayor de los precios. Es claro que en cada situación los efectos de la política monetaria serán diferentes. De ahí la importancia de discernir qué tipo de comportamiento domina en la economía.

Con base en el cuestionario (pregunta 18 del anexo 3) se diferencian las empresas que efectúan revisiones de precios que se pueden catalogar como tiempo o estado dependientes. Sin embargo, existen otras posibilidades que también se consideran, como las de empresas que siguen una regla tiempo dependiente pero en momentos de turbulencia económica revisan sus precios; en otras palabras, firmas que siguen estrategias mixtas. Los resultados señalan que un 19.1% de las empresas revisan el precio de su principal producto diariamente y el 27.7% lo revisan en intervalos fijos de tiempo. Sólo el 9.4% lo revisan cuando se presenta un choque económico y un 43.8% emplean las dos reglas (cuadro 5). Estas últimas empresas, usualmente, revisan sus precios en intervalos predeterminados de tiempo, pero ante la ocurrencia de un choque significativo cambian a una política estado dependiente.

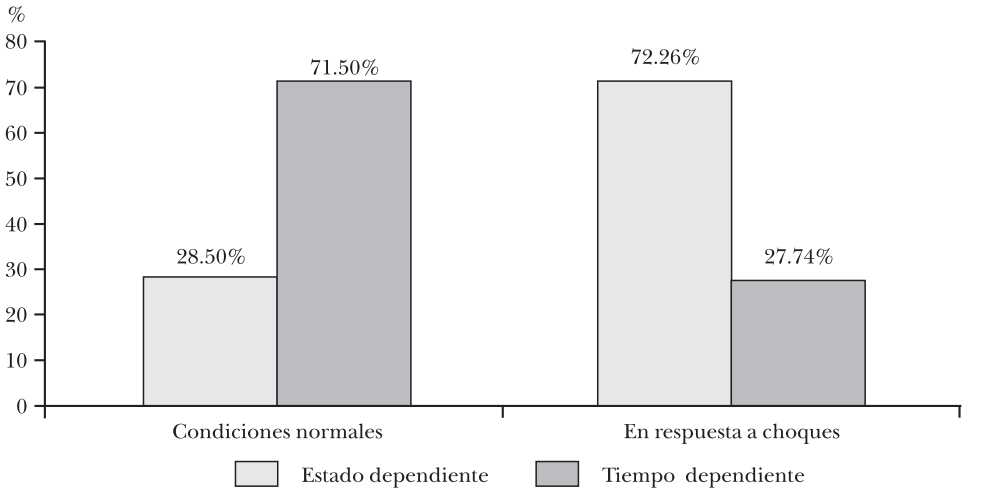
CUADRO 5. ESQUEMA DE REVISIÓN DE PRECIOS

Esquema de revisión	*Frecuencia*	*Frecuencia relativa (%)*
Revisión diaria	883	19.1
Intervalos fijos de tiempo	1,283	27.7
Intervalos fijos y en respuesta a un evento	2,025	43.8
En respuesta a un evento	436	9.4

FUENTE: Elaboración propia.

La depuración de la información permite una visión más completa del problema. Como se observa en la gráfica I, en periodos en que la economía se encuentra en calma (condiciones normales), la mayoría de las empresas colombianas (71.5%) revisa su precio de acuerdo con una regla tiempo dependiente, mientras que el 28.50% solo revisa el precio cuando consideran que la economía está sujeta a algún tipo de choque. Lo anterior, indica que en condiciones económicas normales existen empresas estado dependientes aún cuando los estados no están cambiando *per se*, sino que su decisión de revisar precios es contingente a la existencia de

GRÁFICA I. REGLA DE REVISIÓN DE PRECIOS (% DE FIRMAS)

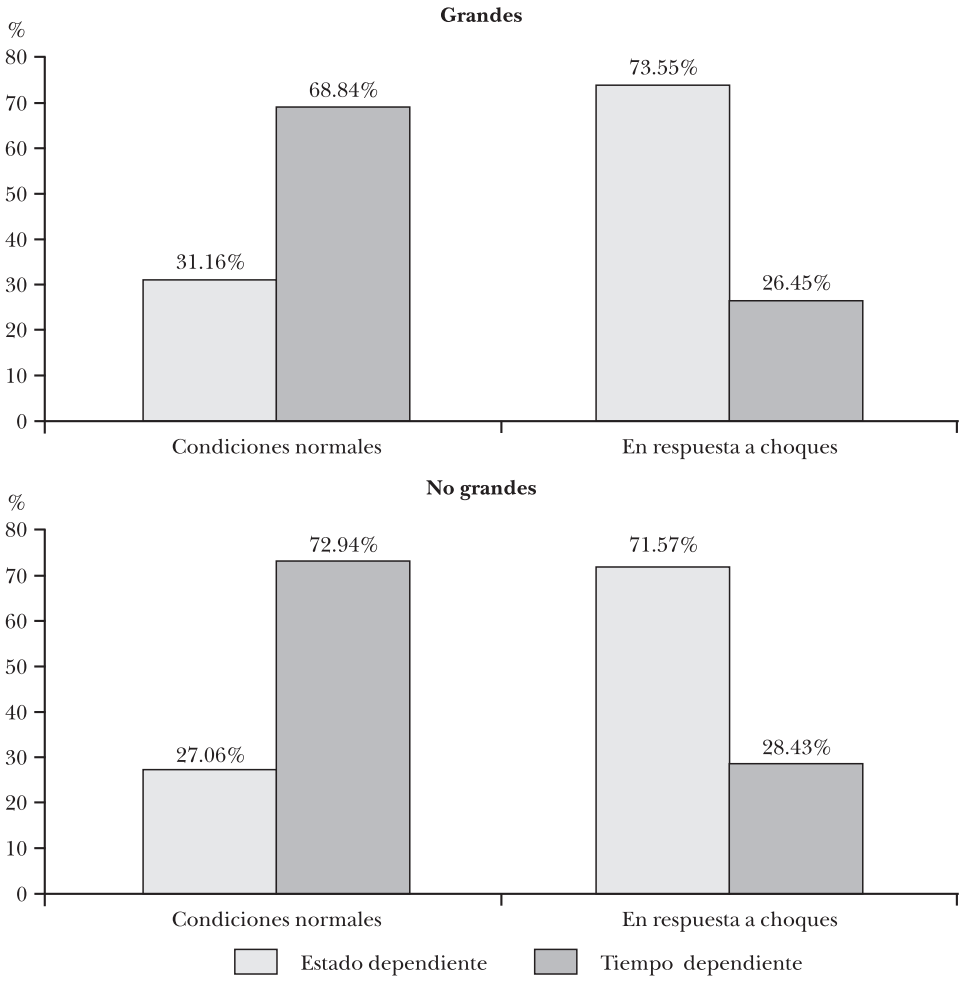


FUENTE: Elaboración propia.

choques. Por otro lado, cuando efectivamente se presentan perturbaciones, se afecta el proceso de revisión de precios y algunas de las empresas tiempo dependientes cambian a una regla estado dependiente. En este caso un 72.2% de las empresas siguen una regla estado dependiente y sólo un 27.7% se mantiene en la regla tiempo dependiente. Este perfil de comportamiento permanece si se dividen las empresas en grandes y no grandes (gráfica II). Entre tanto, la división por sectores muestra algunos resultados diferentes. Es así como en sectores no industriales, agricultura y pesca, la fracción de firmas que siguen una regla tiempo dependiente, aún a pesar de los choques, no presenta un cambio radical. Por su parte, en tiempos normales, son muy utilizadas las reglas de revisión estado dependientes, de forma tal que frente a perturbaciones, el cambio hacia reglas estado dependientes es menos marcado que en los sectores industriales.

Si se tiene en cuenta dentro del análisis el número de competidores reportado por los encuestados, se encuentra un resultado interesante. Aquellas empresas que perciben una elevada competencia en su industria, emplean reglas estado dependientes (gráfica IV). Este resultado es consistente con la idea de que frente a cambios en las condiciones económicas, las empresas que enfrentan un mayor número de competidores, reaccionan de forma más rápida.

GRÁFICA II. REGLA DE REVISIÓN DE PRECIOS SEGÚN TAMAÑO DE LAS FIRMAS (% DE FIRMAS)



FUENTE: Elaboración propia.

5.2 Conjunto de información utilizado en la revisión de precios

Un elemento muy importante en la estrategia de fijación de precios por parte de las empresas es el conjunto de información que ellas utilizan cuando toman sus decisiones al respecto. En particular, la existencia de empresas fijadoras de precios que miran hacia adelante es un elemento central de los modelos neokeynesianos utilizados en el análisis de política monetaria, en los cuales se enfatiza la racionalidad de las expectativas de

los agentes económicos. A pesar de su éxito teórico, los modelos con curvas de Phillips neokeynesianas, no logran replicar el suavizamiento observado en el comportamiento de los precios. Esto ha llevado a la especificación de curvas de Phillips híbridas que contienen reglas arbitrarias (*rule-of-thumb*) y reglas basadas en el comportamiento pasado de los precios. En otras palabras, las empresas pueden fijar sus precios no sólo observando los pronósticos y la información presente de las variables relevantes, sino también la información del pasado de las mismas variables. En estos casos, las desviaciones de los comportamientos optimizadores generan una fuente adicional de suavizamiento en la respuesta de la inflación a diferentes choques.

Para examinar este aspecto, se indaga en el cuestionario por la información que utilizan las empresas a la hora de revisar sus precios y se les pregunta adicionalmente por la importancia que le atribuyen a la información pasada, presente o futura. La inflación se trata como un componente individual dentro del conjunto total de información (pregunta 28).

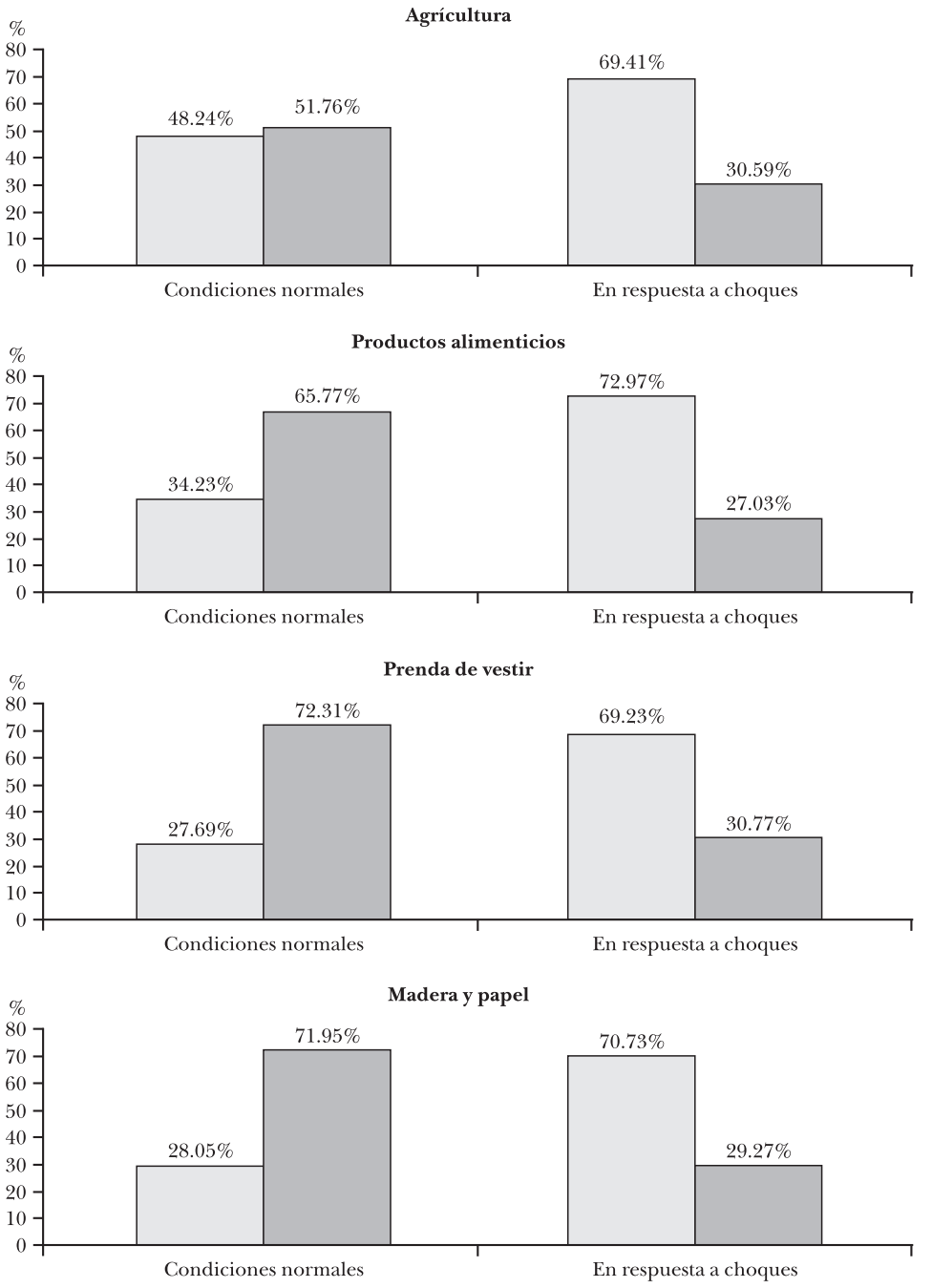
En la gráfica V se presentan los resultados relacionados con la información empleada por parte de las empresas colombianas en la revisión de sus precios. Como se observa, la información presente y futura es la más importante para las firmas colombianas. Si las empresas son grandes es mucho mayor la importancia concedida a la información prevista de las variables relevantes. No es el caso de las empresas no grandes que confieren una mayor importancia relativa a la información presente. A nivel sectorial se observa que tanto para la agricultura como para la industria, la información presente tiene una mayor relevancia. Por su parte, en la pesca, la información futura compite en jerarquía con la información presente.

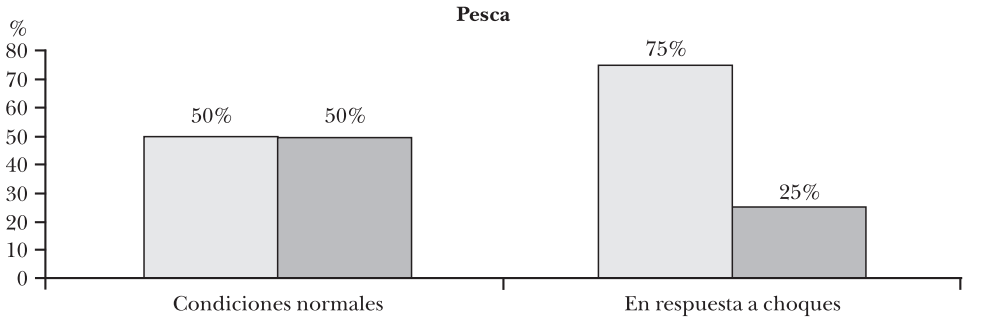
Tanto la inflación presente como la esperada son importantes para la revisión de precios por parte de las firmas colombianas. Esto es cierto si se miran las empresas tanto por tamaño como por sectores. Sin embargo, en términos relativos, la segunda es más importante que la primera en el caso de industria y pesca.

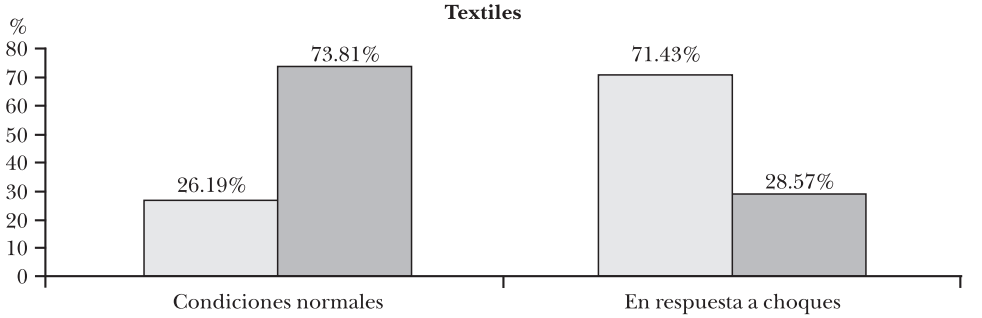
Los resultados en los que se confiere menor importancia a la información pasada, llevan a que reglas arbitrarias o reglas de indexación no sean la estrategia de fijación de precios seguida por los empresarios colombianos. Esta evidencia sugiere que los precios fijados por las empresas no se desvían substancialmente de los precios óptimos ante un choque que afecte a la economía colombiana.

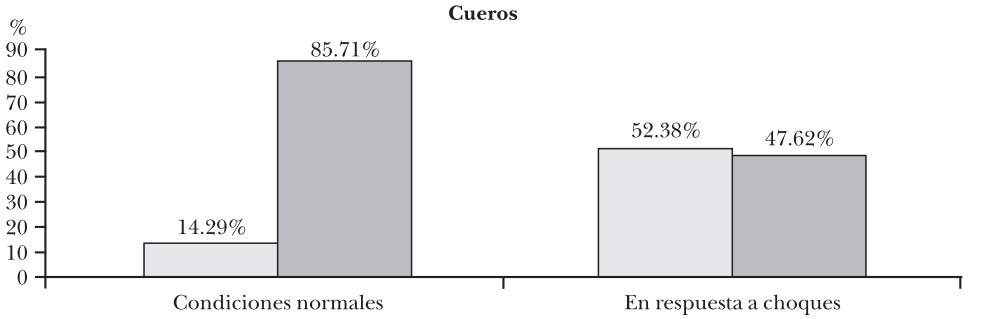
De otro lado, en la encuesta se indaga por la importancia atribuida a la meta de inflación y al salario mínimo en la revisión de precios. A los

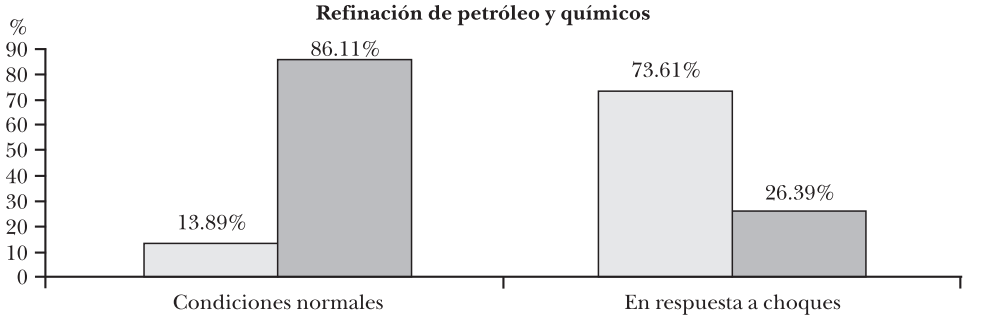
GRÁFICA III. REGLA DE REVISIÓN DE PRECIOS SEGÚN TAMAÑO DE LAS FIRMAS (% DE FIRMAS)



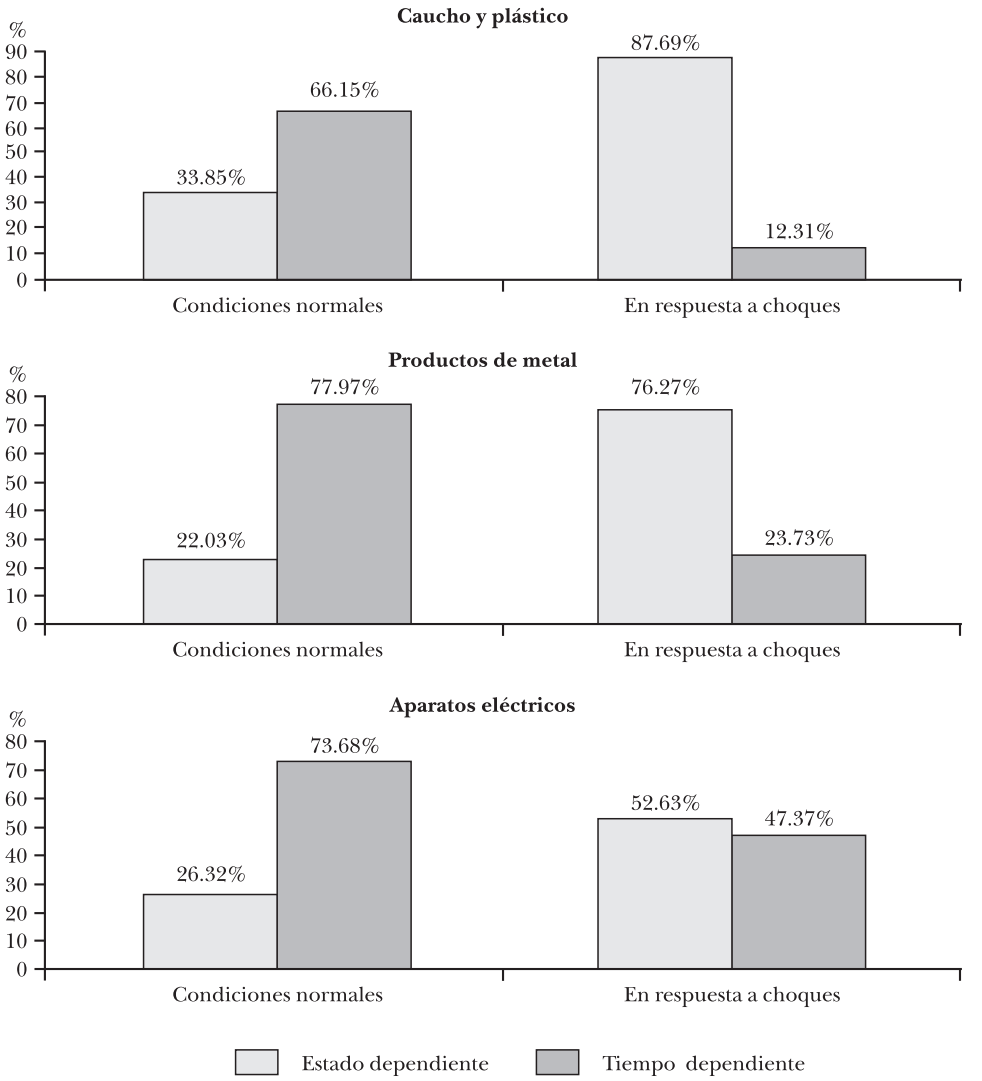

Pesca
%
80
70
60
50
40
30
20
10
0
50%
50%
75%
25%
Condiciones normales
En respuesta a choques


Textiles
%
80
70
60
50
40
30
20
10
0
26.19%
73.81%
71.43%
28.57%
Condiciones normales
En respuesta a choques


Cueros
%
90
80
70
60
50
40
30
20
10
0
14.29%
85.71%
52.38%
47.62%
Condiciones normales
En respuesta a choques

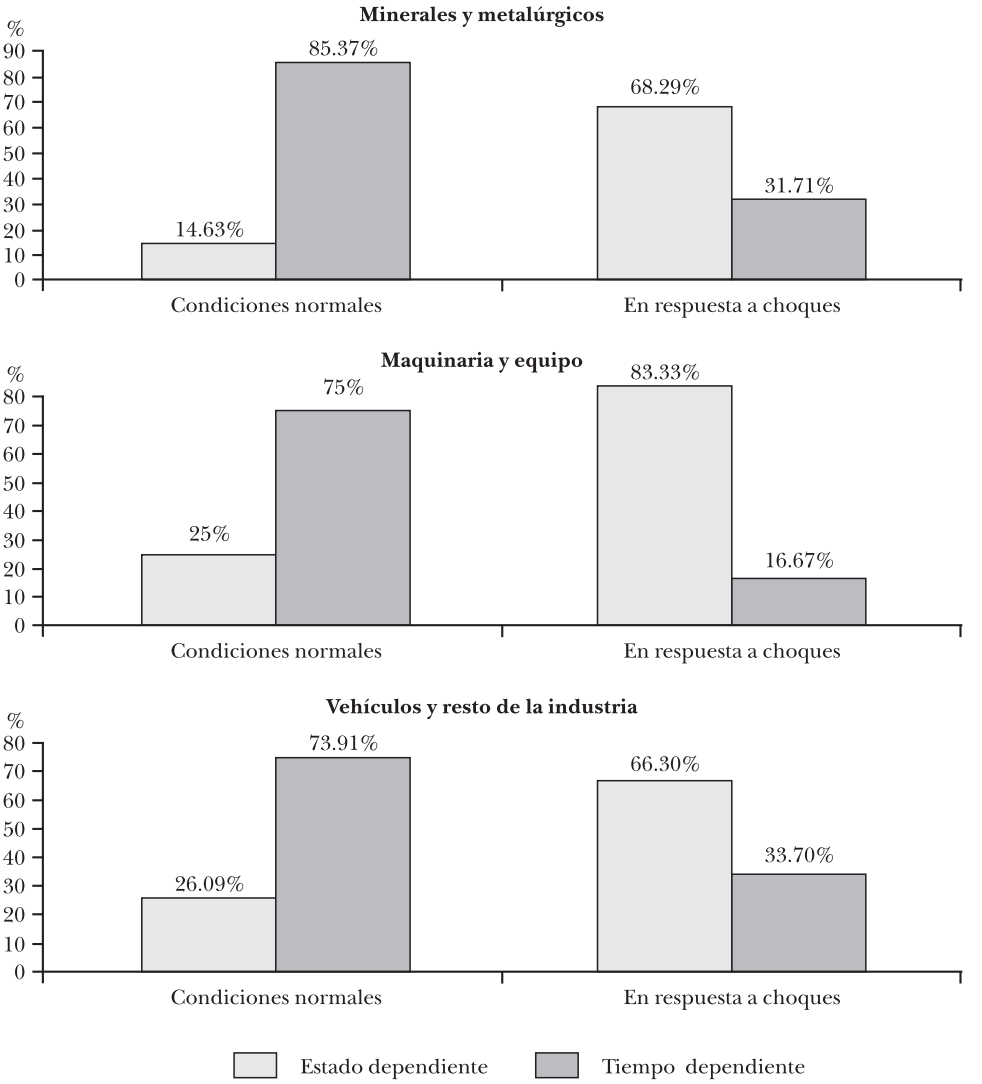

Refinación de petróleo y químicos
%
90
80
70
60
50
40
30
20
10
0
13.89%
86.11%
73.61%
26.39%
Condiciones normales
En respuesta a choques

GRÁFICA III *(concluye)*



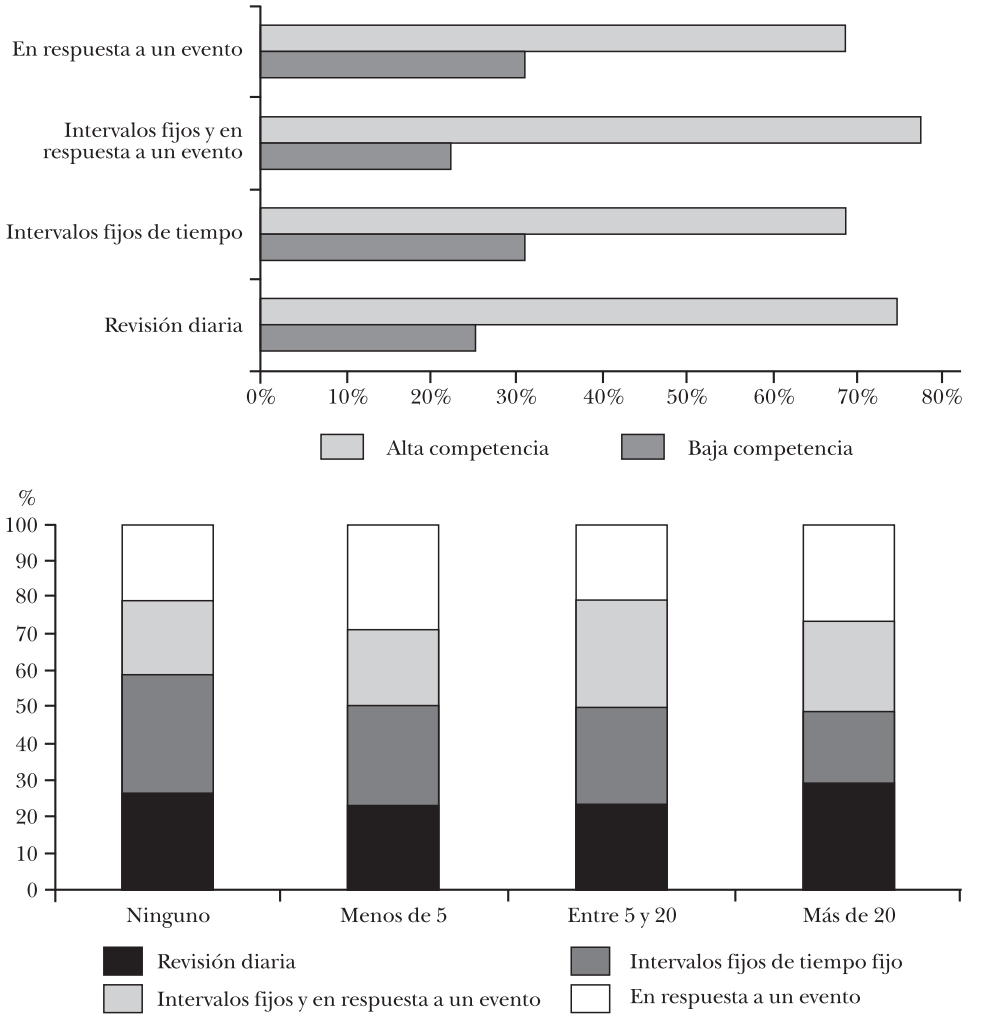
FUENTE: Elaboración propia.

encuestados se les pide que califiquen el grado de importancia de cada variable (preguntas 29 y 30). Los resultados reportados en la gráfica VI corresponden a las dos variables medidas simultáneamente en la misma barra, donde el cero divide la importancia dada a cada una. En el total se



observa que las dos variables son importantes para las firmas, aunque la meta de inflación podría tener un mayor interés. Para las empresas grandes es más importante la meta de inflación que el salario mínimo, mientras que para las no grandes es más relevante el salario mínimo. Es notorio

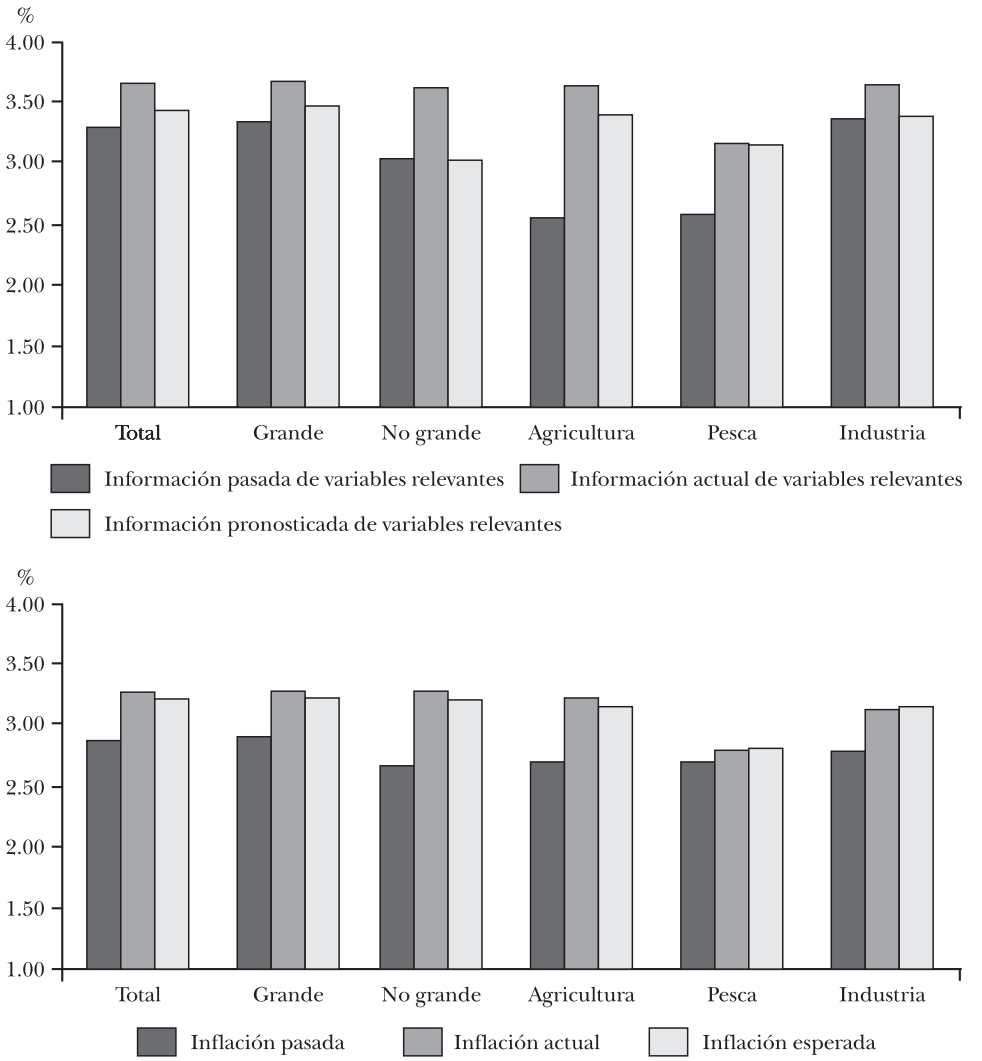
GRÁFICA IV. ESQUEMA DE REVISIÓN DE PRECIOS VS. PERCEPCIÓN DE COMPETENCIA (% DE FIRMAS)



FUENTE: Elaboración propia.

el contraste que existe entre los sectores en relación con el valor que le confieren a esas variables. Mientras que en la agricultura los empresarios consideran de similar importancia las dos variables, para la industria es más importante la meta de inflación. Los empresarios de la actividad pesquera confieren menos importancia que los otros sectores a las dos variables referidas.

GRÁFICA V. INFORMACIÓN EMPLEADA PARA REVISAR PRECIOS (PUNTAJE PROMEDIO)

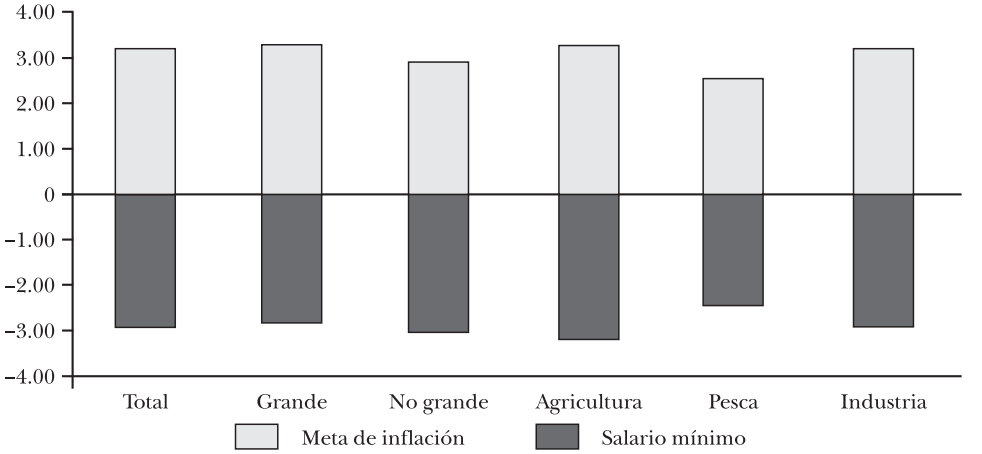


FUENTE: Elaboración propia.

5.3 ¿Cada cuánto tiempo revisan las firmas sus precios?

A las firmas que siguen una regla de revisión de precios tiempo dependiente se les pregunta adicionalmente por la frecuencia con la cual cotejan sus precios (pregunta 19). Los resultados que se reportan en la gráfica VII muestran que una alta proporción de las empresas revisa sus

GRÁFICA VI. IMPORTANCIA DE LA META DE INFLACIÓN Y EL SALARIO MÍNIMO EN LA TOMA DE DECISIONES SOBRE PRECIOS (PUNTAJE PROMEDIO)



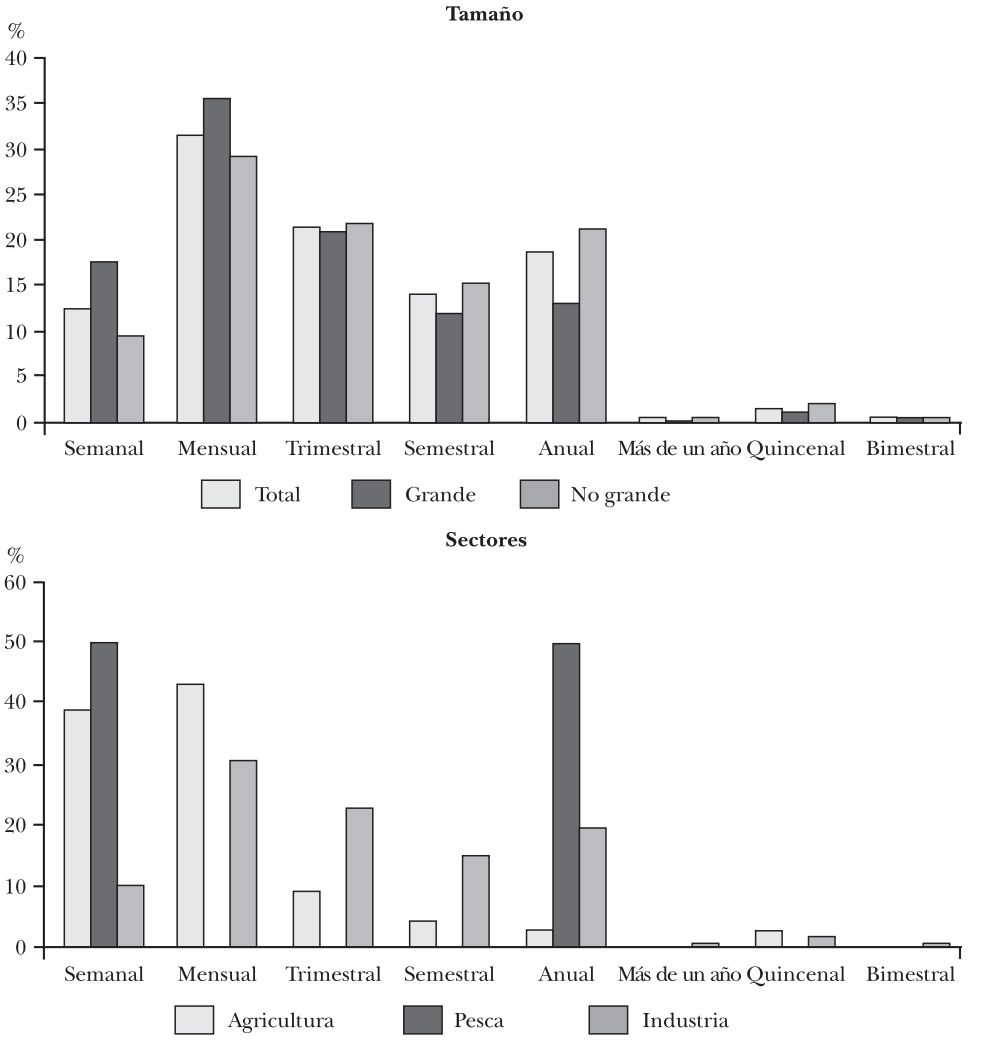
FUENTE: Elaboración propia.

precios cada mes (alrededor del 32%), mientras una buena parte de las firmas hace lo propio cada trimestre (22% aproximadamente). Le sigue en importancia la revisión de precios semestral y anual. Es muy reducido el fragmento de empresas que chequean sus precios en intervalos superiores a un año. Las empresas grandes siguen el mismo patrón de revisión de precios; sin embargo, dentro de las empresas no grandes gana importancia la proporción de empresas que revisa sus precios semanalmente frente a las revisiones semestrales y anuales. Estos resultados contrastan con los observados, por ejemplo, en la zona del euro donde en la mayoría de los países las firmas revisan sus precios como máximo tres veces al año, cifra que corresponde a un 57% para la región como un todo. Además, en estos países las empresas pequeñas revisan menos frecuentemente sus precios y para explicar este comportamiento arguyen que el costo de esa revisión para empresas con poco personal puede resultar muy oneroso. (Ver Fabiani *et al.*, 2005.)

Algunas diferencias significativas aparecen si se consideran los sectores económicos por separado. Las firmas del sector agricultura revisan sus precios más frecuentemente que las industriales. En las primeras, priman las revisiones semanales y mensuales, mientras que las empresas industriales revisan sus precios mensual y trimestralmente. En las firmas pesqueras se observan dos casos extremos de revisión anual o semanal.

De otro lado, los resultados de la gráfica VIII muestran que las firmas

GRÁFICA VII. FRECUENCIA EN LA REVISIÓN DE PRECIOS (% DE FIRMAS)

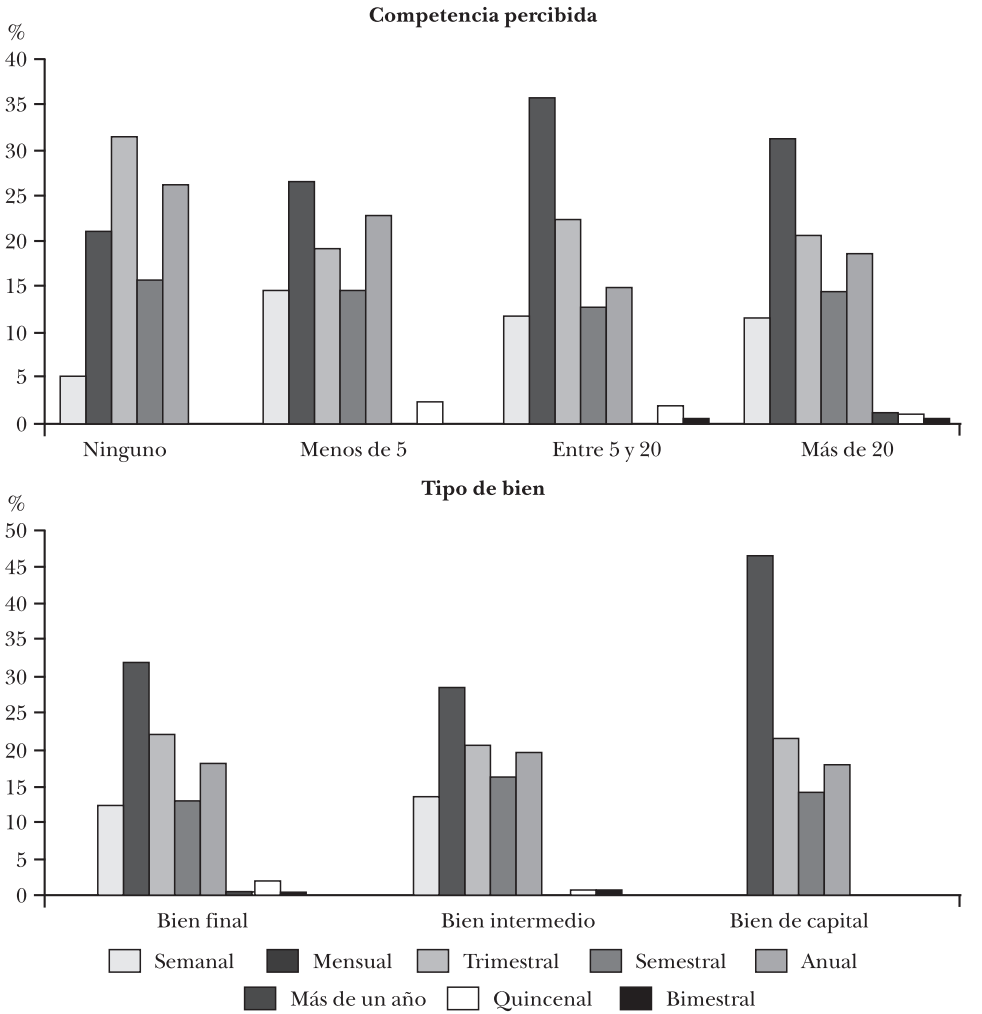


FUENTE: Elaboración propia.

que enfrentan un mayor grado de competencia revisan más frecuentemente sus precios. Las empresas que no tienen competencia los revisan trimestral y anualmente. Si se examinan los resultados desde el punto de vista del destino económico y se relaciona con la frecuencia de revisión de precios (gráfica VIII) aparecen también algunas diferencias importantes. La revisión de precios en el sector que produce bienes de capital se hace

en una muy alta proporción de manera mensual (47%); en los sectores productores de bienes finales e intermedios también esa frecuencia predomina pero es menos marcada su importancia relativa. Hay que señalar que, la alta frecuencia de la revisión de los precios de los bienes de capital es un resultado sorprendente para un tipo de bien que se caracteriza por tener un alto costo unitario.

GRÁFICA VIII. RELACIÓN ENTRE FRECUENCIA EN LA REVISIÓN DE PRECIOS, COMPETENCIA Y TIPO DE BIEN (% DE FIRMAS)



FUENTE: Elaboración propia.

6. CAMBIO DE PRECIOS

Las revisiones de precios no implican necesariamente su cambio; es posible que el diferencial entre el precio vigente y el óptimo sea inferior al costo de efectuar el cambio. En esta sección vamos a explorar los determinantes de la fijación de los precios por parte de las empresas. En particular, se investiga si las firmas siguen una regla de margen de ganancia para fijar sus precios y también si las empresas discriminan sus precios, y en particular si lo hacen de acuerdo con el mercado en el qué están vendiendo su producto. Por último se indaga por la frecuencia de los cambios de precios y la relación entre los cambios y las revisiones de precios.

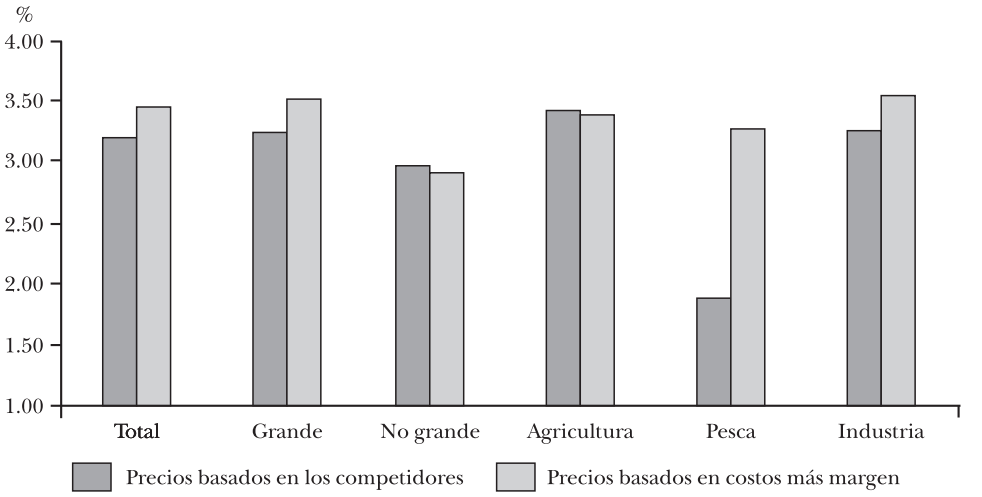
6.1 ¿Cómo establecen las firmas los precios?

6.1.1 Esquema de fijación de precios

Un resultado estándar de los modelos de competencia imperfecta es que, ante ciertas condiciones, las firmas fijan un precio que representa un margen sobre el costo marginal. En este esquema, las firmas conservan un espacio que les permite mantener el precio, si se presentan variaciones en los costos. Por el contrario, en el caso de competencia perfecta, todas las firmas que pertenecen a un mercado determinado fijan sus precios en el nivel único en el cual ese mercado se vacía. En este caso no hay un margen sobre costos y el precio es igual al costo marginal.

Con el fin de profundizar en este aspecto para el caso de las firmas colombianas, en el cuestionario se pregunta a los empresarios por la importancia que tienen las estrategias de fijación de precios basados en aquellos de los competidores o en los costos más un margen de ganancia (pregunta 24). Los resultados en la gráfica IX muestran que para el total de las empresas colombianas, la estrategia de fijación de precios más importante es la de precios basados en costos más un margen. Sin embargo, la diferencia no es visualmente muy importante pues las barras que representan la importancia concedida a la estrategia de precios basados en competidores y de precios basados en costos más un margen son de tamaño similar. Con el fin de discernir el punto, se realizó una prueba estadística para examinar si las medias respectivas son o no diferentes. El resultado de la prueba de medias se presenta en el cuadro 6. Según la prueba, las medias reportadas aunque en términos numéricos son diferentes, estadísticamente no

GRÁFICA IX. ESTRATEGIA DE FIJACIÓN DE PRECIOS (PUNTAJE PROMEDIO)



FUENTE: Elaboración propia.

lo son al 5%. Esto quiere decir que en realidad las dos estrategias son igualmente importantes en el caso colombiano.

Para las firmas grandes es más nítida la diferencia y claramente domina la estrategia de fijación de precios basados en un costo más un margen. No es el caso para las empresas no grandes, para las cuales las dos estrategias tienen la misma importancia. En el sector de la agricultura las dos estrategias son igualmente importantes mientras que en la pesca y la industria manufacturera domina la estrategia de precios basada en costos más un margen de ganancia.

CUADRO 6. ESTRATEGIA DE FIJACIÓN DE PRECIOS

	Puntaje promedio[a]	*% importante*
Precio basado en los competidores	3.22	73.03
Precio basado en costos más margen	3.46	93.26

FUENTE: Cálculo de los autores.
[a] Las medias no son estadísticamente diferentes al 5%. *Valor-p*=0.86.

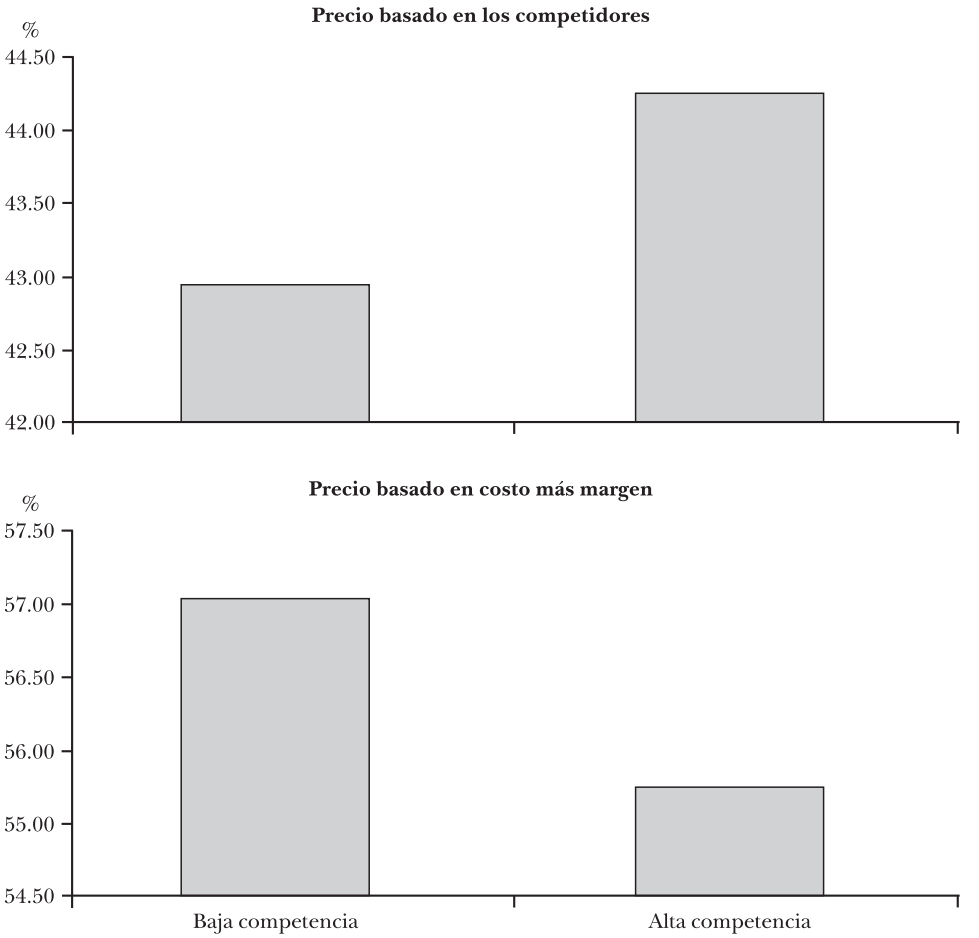
Por último, se relaciona la estrategia de fijación de precios con la percepción de competencia que tienen las empresas (gráfica X). El resultado muestra que en un entorno altamente competitivo, las firmas son esencialmente tomadoras de precios, mientras que si el entorno es de baja competencia, las firmas utilizan la estrategia de costos más un margen de

ganancia. La relación negativa entre la fracción de firmas que siguen una estrategia de margen sobre costos y el grado de competencia ha sido encontrada en otros países (véase por ejemplo Fabiani *et al.*, 2005).

6.1.2 Discriminación de precios

Por diferentes razones, las firmas están interesadas en efectuar alguna forma de discriminación de precios, fenómeno este último que ha sido

GRÁFICA X. ESQUEMA DE FIJACIÓN DE PRECIOS Y PERCEPCIÓN DE COMPETENCIA (% DE FIRMAS)

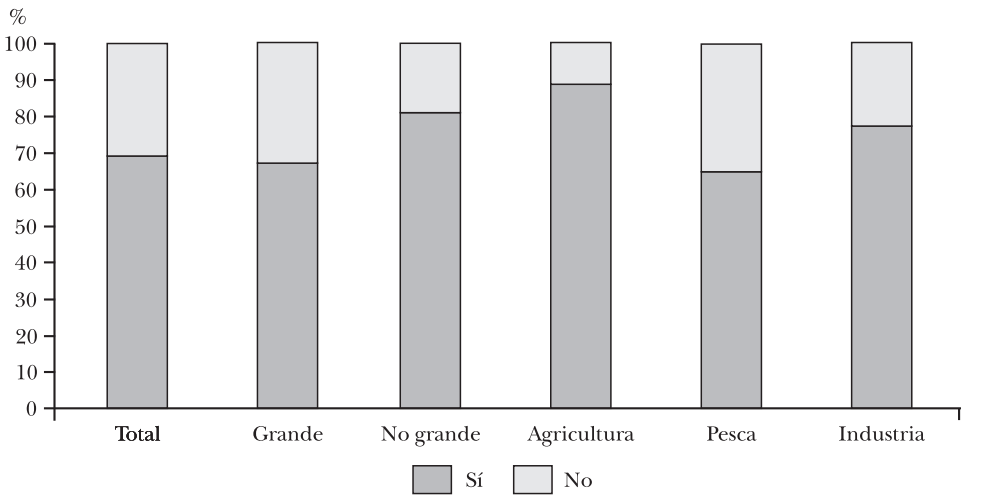


FUENTE: Elaboración propia.

analizado en la literatura sobre organización industrial. En dicha literatura, la discriminación se define como el evento en el cual dos unidades de un mismo bien físico son vendidas a precios diferentes, ya sea a un mismo consumidor o a consumidores distintos. Con este comportamiento no lineal, las empresas obtienen un mayor beneficio que si fijaran un precio uniforme en los diferentes mercados (Tirole, 1985).

Con el fin de indagar sobre la discriminación de precios por parte de las empresas colombianas, en el cuestionario se interroga a los empresarios acerca de la posibilidad de tener precios diferentes para los compradores del principal producto de la firma (pregunta 11). Los resultados de la gráfica XI señalan que se puede rechazar con certeza la utilización de un esquema de precio uniforme, como una regla general para describir el comportamiento en la fijación de precios de las firmas colombianas. Como se observa en la gráfica, la mayoría de las empresas (alrededor del 70%) siguen un esquema de discriminación de precios.

GRÁFICA XI. DISCRIMINACIÓN DE PRECIOS (% DE FIRMAS)

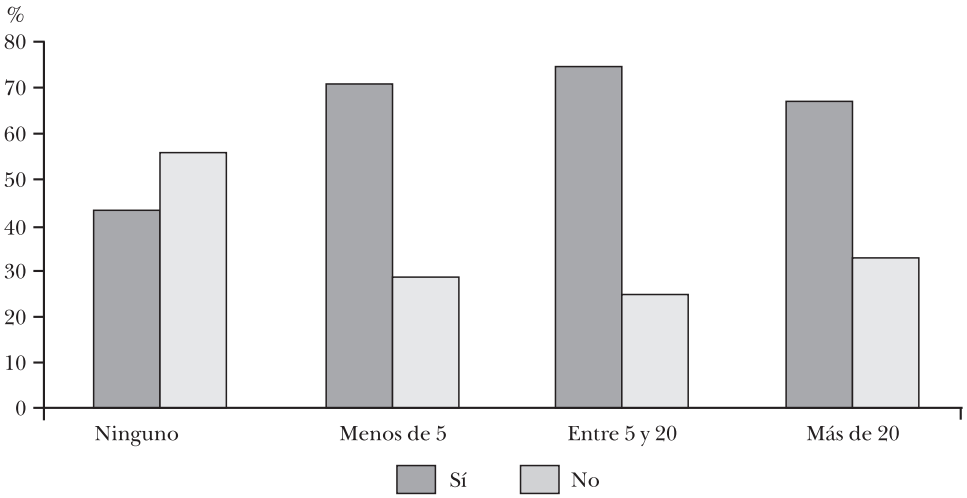


FUENTE: Elaboración propia.

Si se tiene en cuenta el tamaño de las empresas y los sectores económicos, aparecen algunas relaciones claras en cuanto a la discriminación de precios (gráfica XI). Este comportamiento es más marcado en las empresas no grandes (81% de las empresas) y en aquellas del sector de la agricultura (89% aproximadamente) y en menor proporción en la industria (78%). De otro lado, aparece una relación entre la discriminación de

precios y el grado de competencia (gráfica XII). Se observa que, a medida que la competencia aumenta la discriminación de precios hace lo propio, aunque se observa un leve descenso para las empresas que tienen más de 20 competidores.

GRÁFICA XII. DISCRIMINACIÓN DE PRECIOS Y PERCEPCIÓN DE COMPETENCIA (% DE FIRMAS)



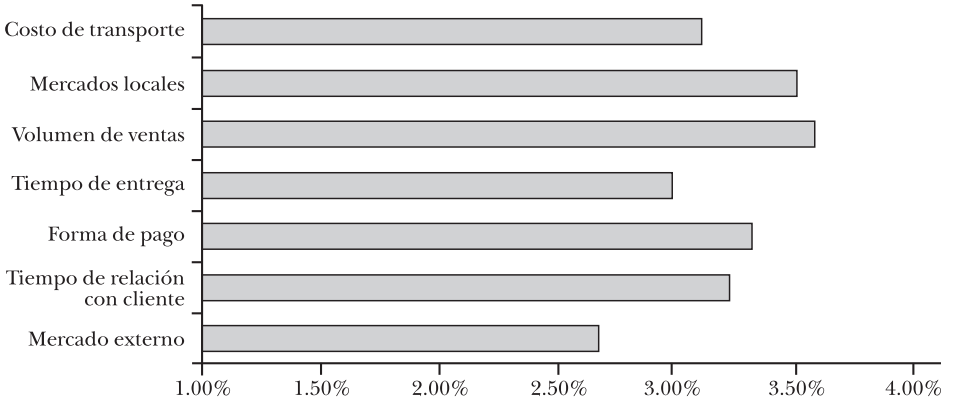
FUENTE: Elaboración propia.

La discriminación de precios puede tomar diversas formas: el precio puede ser diferente de acuerdo con el tipo de cliente, por el área geográfica en la cual se vende el producto, por el número de unidades que se vendan, entre otros. En este sentido, a los empresarios también se les pidió que calificaran la importancia de las razones por las cuales discriminan sus precios. Los resultados señalan al volumen de ventas como la razón más importante para discriminar precios, seguida de cerca, por el hecho de que se traten de mercados locales (gráfica XIII).

6.1.3 Pricing to market

Fabiani *et al.* (2005) recuerdan que la ley de un solo precio estipula que, teniendo en cuenta el ajuste por tasa de cambio, los precios de un producto deben ser los mismos en todos los mercados. Los estudios empíricos, sin embargo, rechazan la validez de esta hipótesis en el corto plazo. Una explicación a este resultado es que los costos de transacción entre mercados geográficos diferentes son tan altos que permiten la discriminación

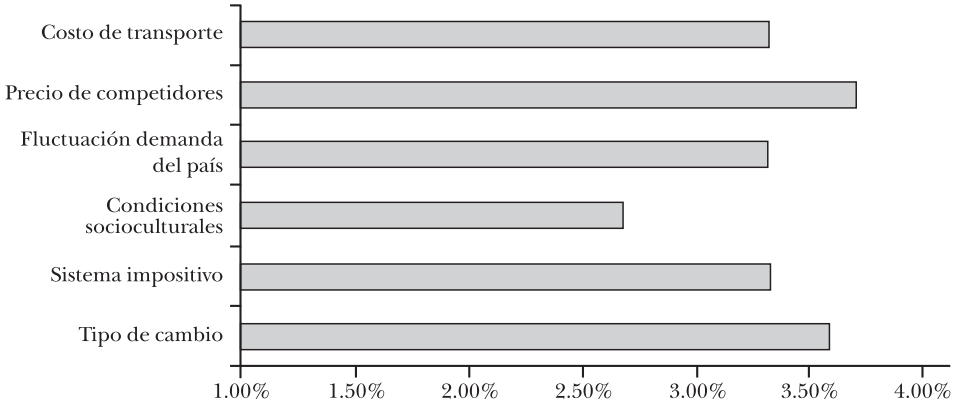
GRÁFICA XIII. FACTORES DETERMINANTES DE LA DISCRIMINACIÓN ENTRE COMPRADORES (PUNTAJE PROMEDIO)



de los precios entre países. En la literatura este fenómeno se conoce como fijación de precios de acuerdo con el mercado (*pricing to market).*

La economía colombiana no es particularmente abierta al comercio internacional. Esto explica que esta última no sea una de las razones principales para explicar la discriminación de precios, como se observó en la sección anterior.[10] Sin embargo, la gráfica XIV muestra que cuando se presenta discriminación por mercado externo, los empresarios lo hacen

GRÁFICA XIV. FACTORES DETERMINANTES DE LA DISCRIMINACIÓN ENTRE MERCADOS EXTERNO E INTERNO (PUNTAJE PROMEDIO)



[10] Es importante recordar que la población en estudio no incluye exportadores netos, es decir, aquellos empresarios que venden toda su producción en el exterior. Por lo tanto, se debe tener precaución con la interpretación de los resultados presentados en esta sección.

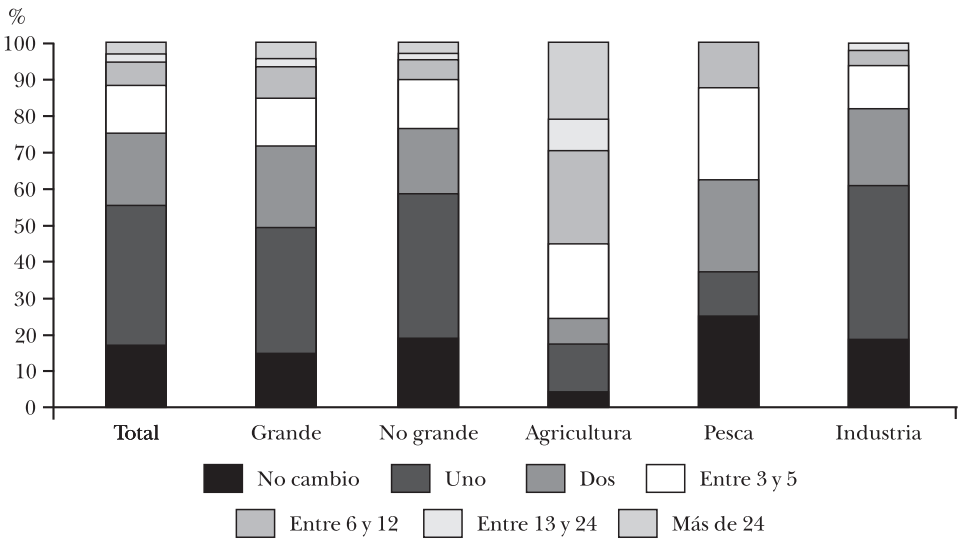
por dos razones fundamentales: el precio de los competidores y el tipo de cambio. A este resultado se llegó interrogando a los empresarios sobre cuáles son las razones que explican la discriminación de precios entre el mercado interno y el externo (pregunta 13).

6.2 Frecuencia en el cambio de precios

Una medida del grado de rigidez de los precios en una economía está dada por el número de veces que se cambia el precio de un bien en un año o, en otras palabras, el periodo de tiempo transcurrido entre dos cambios consecutivos del precio de ese producto. Una aproximación a esta medida es fundamental para mejorar los modelos macroeconómicos que soportan la política monetaria.

En el cuestionario se interroga a los empresarios en relación con el número de veces que se ha cambiado el precio del principal producto en el último año (pregunta 20). Las respuestas al cuestionario indican que, en promedio, la frecuencia relativa de cambios de precio es baja (gráfica XV). La mayoría de las empresas cambian el precio una vez al año (38%) y un 75% lo cambia como máximo dos veces. Si se tiene en cuenta el tamaño de las firmas, se mantiene esta estructura, con una preponderancia de un cambio en el precio al año. Las empresas no grandes, de acuerdo con

GRÁFICA XV. NÚMERO DE CAMBIOS DE PRECIOS EN EL ÚLTIMO AÑO (% DE FIRMAS)

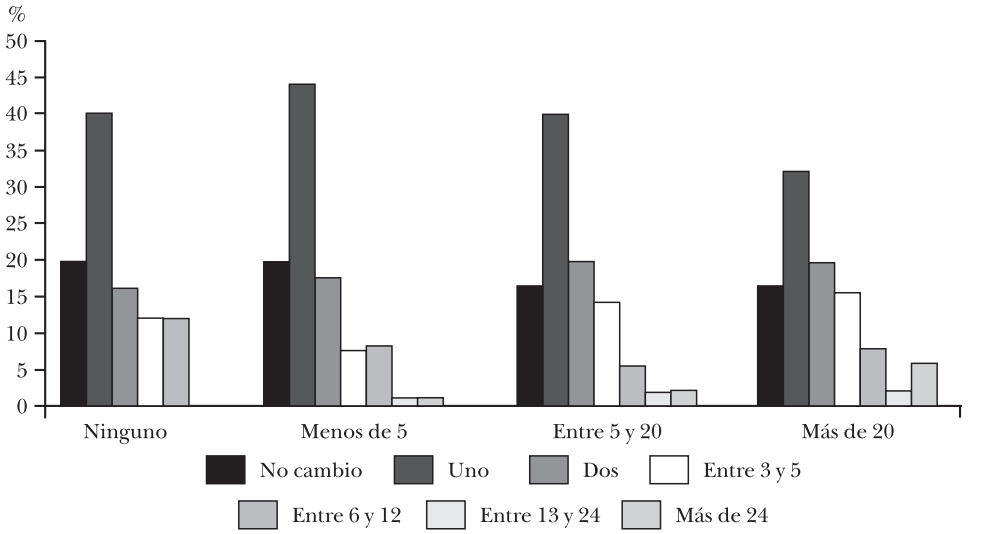


FUENTE: Elaboración propia.

los resultados, cambian el precio de su principal producto incluso con menor frecuencia que las empresas grandes. En los diferentes sectores económicos, se observan distintos comportamientos. Por ejemplo, las empresas de la industria cambian sus precios de forma mucho menos frecuente que aquellas que laboran en la actividad agropecuaria o pesquera. En estas últimas predominan los cambios más frecuentes. Con este comportamiento se puede afirmar que en términos de los cambios de precios, las actividades primarias son más flexibles que las que agregan más valor.

En la gráfica XVI se relaciona la frecuencia de los cambios en los precios con la estructura de competencia en la cual se desenvuelven las empresas. Los resultados permiten concluir que a medida que el número de competidores aumenta, la proporción de firmas que realiza un único cambio de precios al año disminuye. Por su parte, a medida que las firmas enfrentan más competidores, una mayor fracción de encuestados asegura que debe cambiar el precio al menos dos veces al año. Una situación similar se percibe con aquellas firmas que cambian más de 24 veces al año el precio de su principal producto.

GRÁFICA XVI. CAMBIO DE PRECIOS VS. NÚMERO DE COMPETIDORES (% DE FIRMAS)

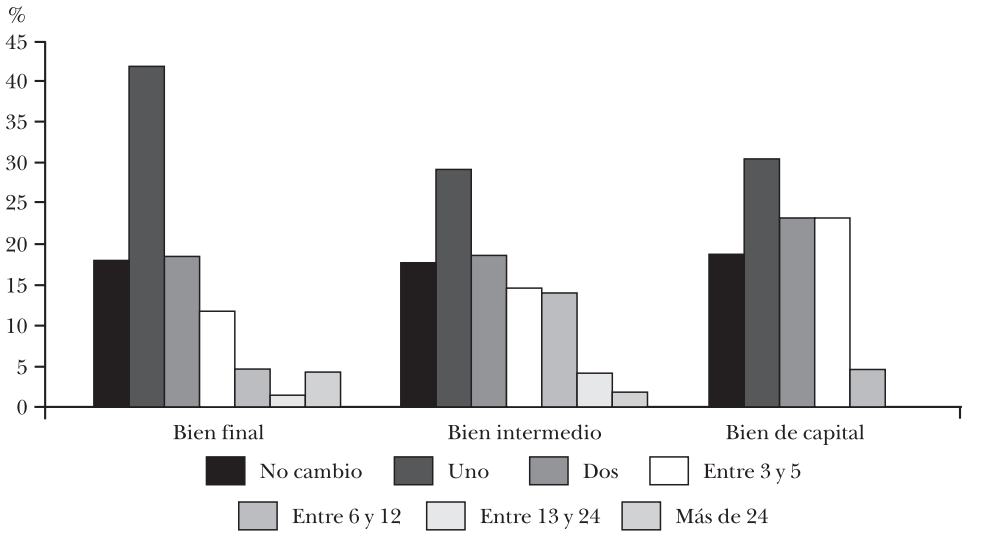


FUENTE: Elaboración propia.

Si se clasifican las empresas de acuerdo al destino económico de su principal producto y se relaciona este resultado con el número de veces que la empresa cambia el precio de ese bien (gráfica XVII), se encuentra

que las empresas que producen bienes finales cambian sus precios menos frecuentemente. En este caso, predomina ampliamente un único cambio de precio al año (42%); en los otros casos ganan importancia dos cambios y entre dos y cinco cambios al año.

GRÁFICA XVII. CAMBIO DE PRECIOS POR TIPO DE BIEN (% DE FIRMAS)



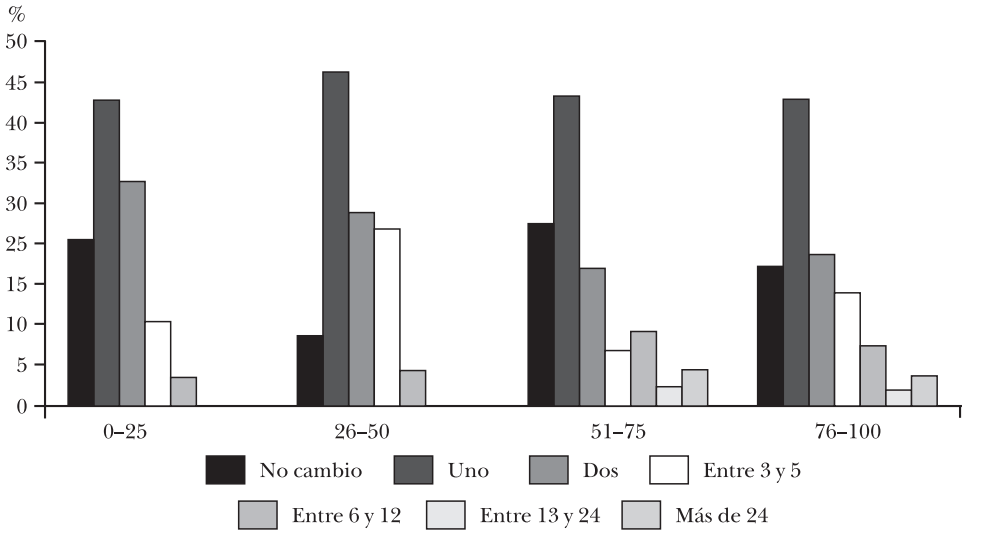
FUENTE: Elaboración propia.

6.2.1 Cambio en el ajuste de precios en los últimos cinco años

La frecuencia de ajuste de los precios puede modificarse de acuerdo con la fase del ciclo en que se encuentre la economía. La existencia o no de presiones de demanda y la forma como las autoridades económicas hagan frente a estas situaciones afecta de manera directa este mecanismo. En el presente decenio, con la ejecución de la estrategia de metas de inflación se logró una inflación más baja, más estable y predecible. Sin embargo, en el momento en que se llevó a cabo la encuesta las presiones inflacionarias habían aumentado, como se reportó anteriormente; esto se produjo en buena medida como consecuencia del dinamismo de la demanda interna, del incremento en el precio de la energía y el encarecimiento de algunas materias primas, en parte contrarrestado por la revaluación del peso.

La reducción de la inflación en la primera parte del decenio pudo reducir la necesidad de cambios de precios más frecuentes; lo contrario se

GRÁFICA XVIII. CAMBIO DE PRECIOS VS. % DE VENTAS INTERNAS (% DE FIRMAS)



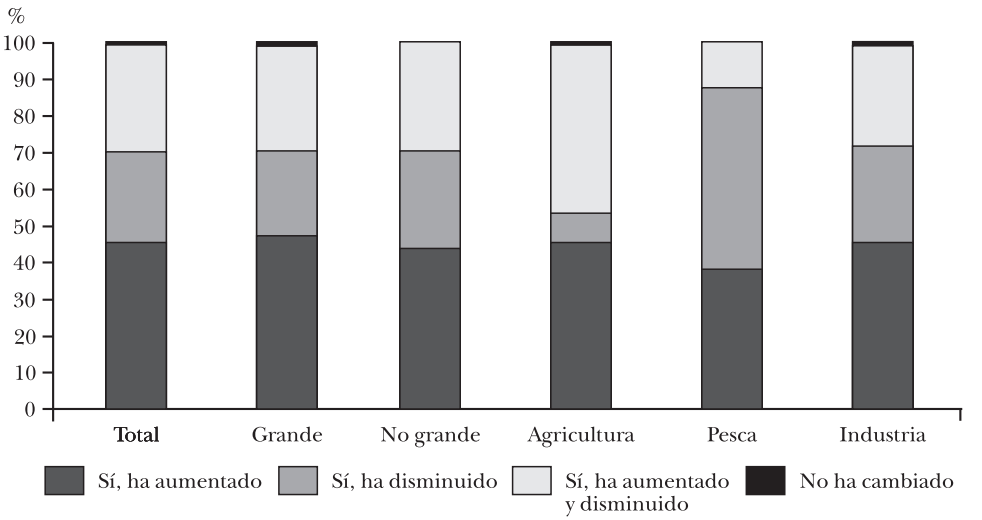
FUENTE: Elaboración propia.

debe dar si la inflación aumenta como en el periodo más reciente en el cual se llevo a cabo la encuesta. En términos generales, los últimos años se enmarcan como una época de gran dinamismo en la economía internacional con innovaciones tecnológicas y movimientos de bienes, servicios y capitales, y con capacidad de afectar la forma como los empresarios fijan sus precios.

Dada la importancia de medir si los empresarios han modificado su comportamiento en relación con el número de cambios en los precios, a los encuestados se les preguntó si la frecuencia en los ajustes de precios había cambiado en los últimos cinco años, previos a la realización de la encuesta (pregunta 21). Se escogió el periodo teniendo en cuenta que ese es el lapso promedio que se ha calculado en varios trabajos como el correspondiente a la longitud promedio de un ciclo completo de la economía colombiana (Arango *et al.*, 2007). A los encuestados se les dio la posibilidad de precisar la dirección del cambio.

Las respuestas de los empresarios sugieren que la frecuencia en la fijación de los precios si ha cambiado (gráfica XIX). La mayoría piensa que la frecuencia ha aumentado, algunos que ha disminuido y otros que se han presentado los dos eventos. Si se piensa en la división por empresas grandes y no grandes, se observa que en las no grandes una mayor proporción de firmas considera que ha disminuido la frecuencia de ajuste de los precios.

GRÁFICA XIX. CAMBIO EN LA FRECUENCIA DE AJUSTE DE PRECIOS (% DE FIRMAS)



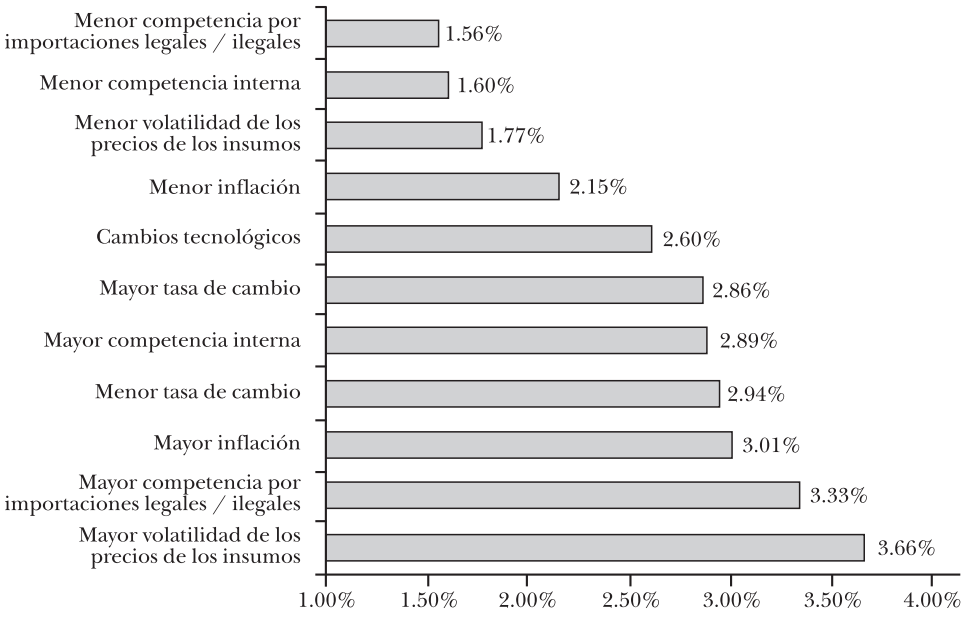
FUENTE: Elaboración propia.

En las grandes se observa lo contrario. En la industria y la agricultura la frecuencia del ajuste de los precios se ha modificado al alza.

Las principales razones de los cambios en la frecuencia de ajustes de los precios son, en el orden de importancia dado por los encuestados, la mayor volatilidad de los precios de los insumos, la mayor competencia por importaciones, la mayor inflación y la menor tasa de cambio (gráfica XX). La volatilidad de los costos está relacionada con el incremento del precio de la energía, del transporte y de algunas materias primas que se observó a lo largo del periodo. La segunda respuesta se puede entender como la definición de que el precio puede estar por fuera del mercado en competencia en relación con el producto importado y los costos de estar por fuera se incrementan sustancialmente cuando aumenta la competencia. La inflación como explicación puede ser otra forma de decir lo mismo que en la opción calificada como más importante, o también se puede explicar por un aumento de las expectativas de inflación. La revaluación de la tasa de cambio es importante en el periodo y puede, sin duda, afectar la fijación de precios de algunos empresarios.

Por sectores resulta interesante constatar que para la industria, la razón más importante que los llevó a modificar la frecuencia de ajuste de los precios en los últimos cinco años fue una mayor tasa de cambio. Este resultado sugiere que la apreciación del tipo de cambio implicó un aumento

GRÁFICA XX. RAZONES PARA EL CAMBIO EN LA FRECUENCIA DE AJUSTE DE PRECIOS (PUNTAJE PROMEDIO)



FUENTE: Elaboración propia.

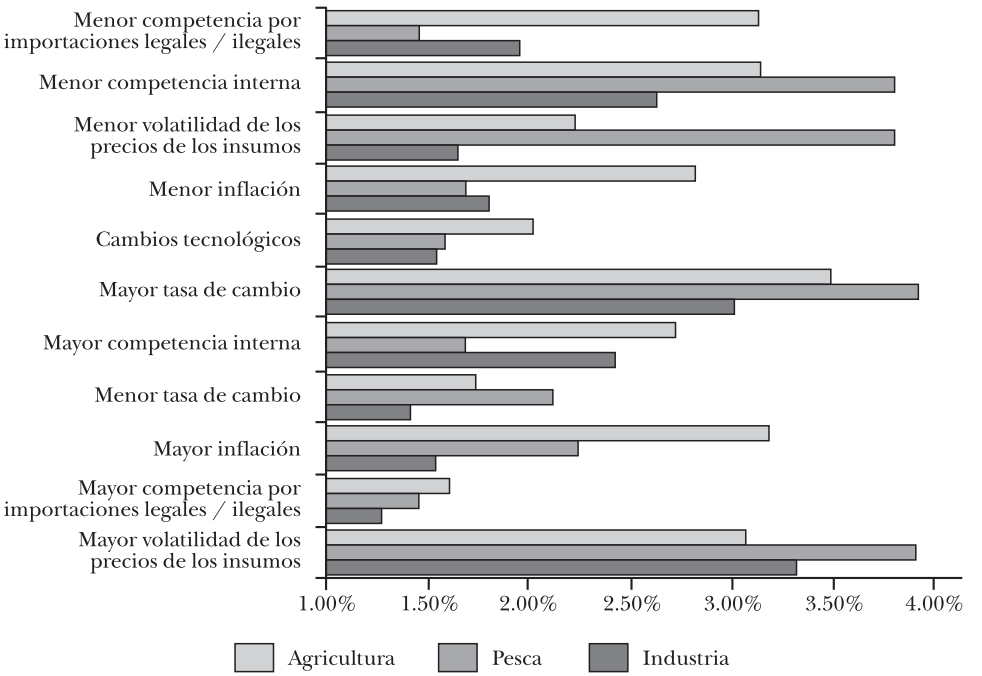
en la frecuencia de cambio de precios posiblemente por una mayor competencia importada para aquellas empresas que venden sus productos internamente, o por una pérdida de competitividad en el exterior para aquellas empresas que venden algún porcentaje de su producción en el exterior. Por su parte, para la agricultura y la pesca, fueron la mayor volatilidad en el precio de los insumos y la mayor tasa de cambio, las razones que llevaron a las empresas a modificar la frecuencia de ajuste en los precios (gráfica XXI).

Al cruzar las respuestas de las empresas que aseguran haber aumentado la frecuencia de ajuste con las razones que las llevaron a hacerlo, se encuentra que una gran proporción de encuestados considera que la mayor volatilidad en el precio de los insumos causó el cambio en la frecuencia de ajuste. Este resultado se mantiene, al analizar el caso en que las firmas indican que la frecuencia ha disminuido (gráfica XXII).

6.3 Relación entre revisión y cambio de precios

Como ya se mencionó, en el proceso de fijación de precios, las revisiones

GRÁFICA XXI. RAZONES PARA EL CAMBIO EN LA FRECUENCIA DE AJUSTE DE PRECIOS POR SECTOR ECONÓMICO (PUNTAJE PROMEDIO)



FUENTE: Elaboración propia.

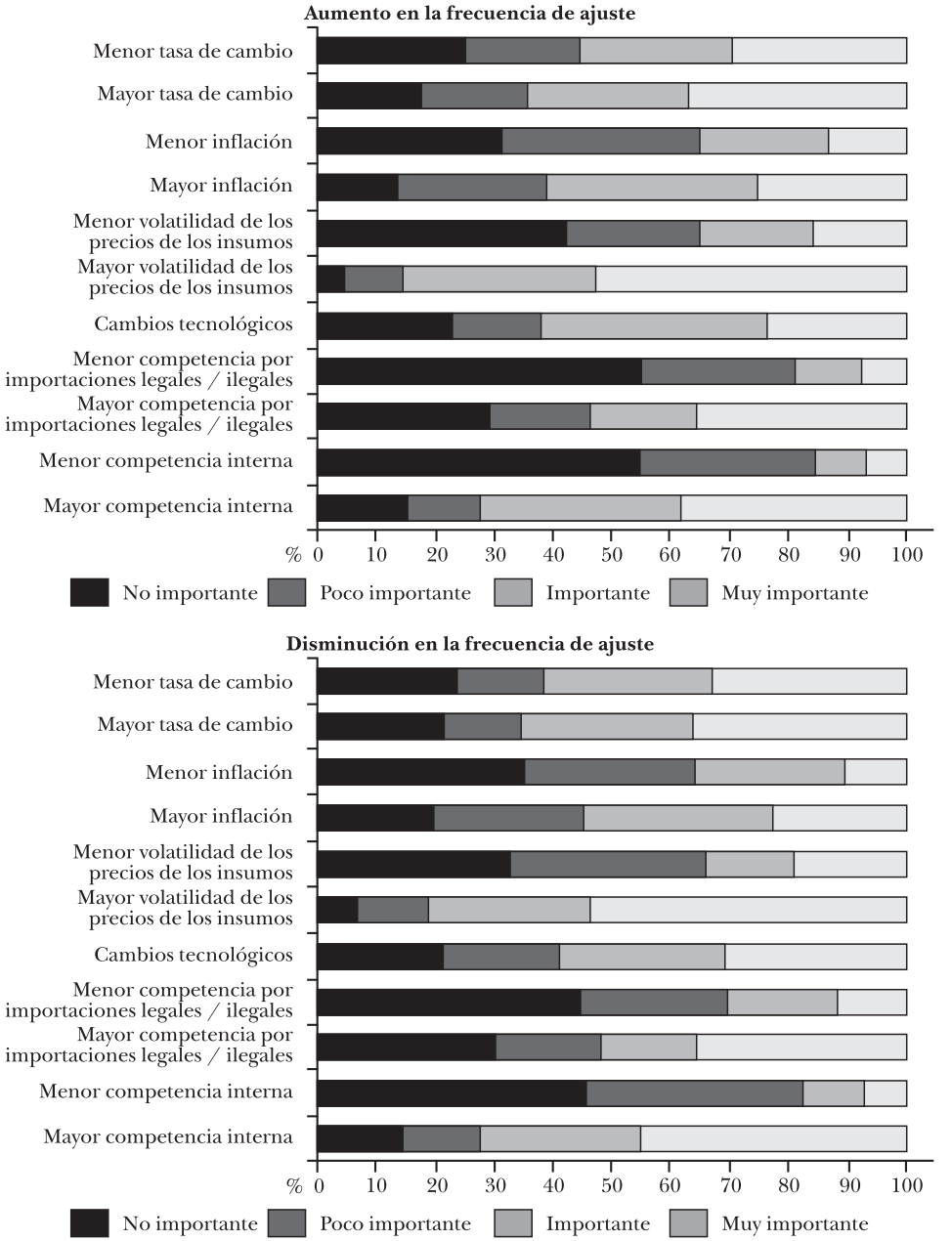
no implican necesariamente el cambio. Con la información de la encuesta, es posible comparar la frecuencia de los cambios y de las revisiones de los precios. Se observa que las revisiones de los precios son más frecuentes que los cambios (cuadro 7). El cuadro se puede interpretar de la siguiente forma: las empresas que revisan sus precios más de tres veces al año corresponden al 67.09% del total, mientras que aquellas que los cambian más de tres veces representan un 18.07% del total de las empresas.

CUADRO 7. REVISIÓN DE PRECIOS VS. CAMBIO DE PRECIOS

	Frecuencia relativa (%)
Revisión de precios > 3	67.09
Cambio de precios > 3	18.07

FUENTE: Cálculos de los autores.
NOTA: No se consideran valores omitidos.

GRÁFICA XXII. RAZONES PARA EL CAMBIO EN LA FRECUENCIA DE AJUSTE: AUMENTO VS. DISMINUCIÓN EN LA FRECUENCIA (% DE FIRMAS)

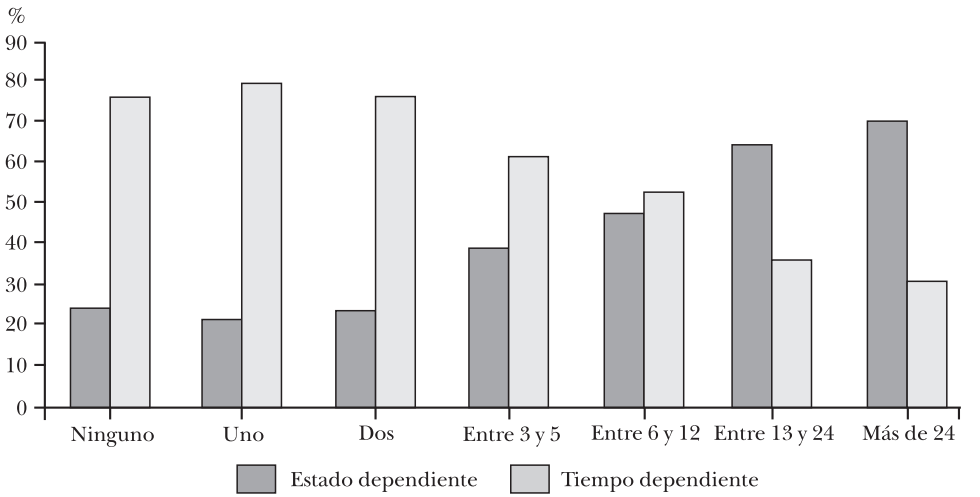


FUENTE: Elaboración propia.

Una explicación de este comportamiento puede estar en que las empresas una vez revisan su precios no lo cambian, simplemente porque no hay razón para hacerlo. De otro lado, si las empresas incurren en costos por revisar sus precios tiene que haber razones importantes para que decidan no cambiarlos. El problema entonces es saber cuáles son esas razones.

La siguiente sección se detiene a estudiar las posibles motivaciones que explican por qué las firmas no cambian sus precios. Sin embargo, una primera idea se encuentra al relacionar la flexibilidad en el cambio de los precios con la estrategia de revisión de estos (gráfica XXIII). Las firmas más flexibles son aquellas que tienen una estrategia de revisión estado dependiente. Lo contrario ocurre para las firmas que siguen una estrategia tiempo dependiente caracterizada como una gran rigidez.

GRÁFICA XXIII. CAMBIO VS. REGLA DE REVISIÓN DE PRECIOS (% DE FIRMAS)



FUENTE: Elaboración propia.

Una mayor capacidad de reacción por parte de las empresas que siguen una determinada estrategia es de por si un resultado interesante. La flexibilidad es un resultado importante dentro de la estrategia de inflación objetivo y tener claro como se puede alcanzar es una pregunta relevante. A esto, sin embargo, sólo se puede llegar si se interroga a los agentes por los factores que los llevan a comportarse de una determinada forma. No es suficiente una explicación de la estrategia de revisión de precios pues no se precisa sobre las razones y motivos que llevan al empresario a no seguirla.

6.4 Teorías sobre rigideces de precios

Uno de los objetivos de la encuesta era el de indagar por las causas de la inflexibilidad de los precios dentro de las empresas. Al respecto la teoría ofrece varias explicaciones las cuales son puestas a prueba en esta sección del documento. Para ello aceptamos la propuesta de Blinder de interrogar a los empresarios como una forma de examinar la relevancia empírica de las diferentes teorías (Blinder *et al.*, 1998). En el cuestionario se explicaba al encuestado cada una de estas y se le pedía que calificara cada opción en orden de importancia.

Los resultados del cuadro 8 muestran el ordenamiento de las teorías según la importancia que los empresarios asignaron a las diferentes afirmaciones presentadas en el cuestionario. Las teorías fueron presentadas en un lenguaje fácil de entender, y a los empresarios se les pidió que calificaran la teoría en cuatro categorías: *i)* no importante, *ii)* poco importante, *iii)* importante, y *iv)* muy importante. La teoría que hemos denominado de costos *perezosos*[11] es la más importante según los empresarios.

CUADRO 8. IMPORTANCIA DE DIFERENTES TEORÍAS SOBRE LA RIGIDEZ DE PRECIOS

	Puntaje promedio	*Desviación estándar*
Costos *perezosos*	3.14	0.22
Contratos explícitos	2.90	0.18
Contratos implícitos	2.90	0.11
Calidad del producto	2.63	0.14
Fallas de coordinación	2.51	0.15
Información irregular	2.45	0.10
Situación transitoria	2.41	0.24
Umbrales de precios	2.24	0.16
Costos de menú	1.95	0.15

FUENTE: Cálculos de los autores.

NOTA: Las líneas punteadas indican que una prueba de hipótesis a dos colas rechaza que la teoría encima y debajo de la línea tenga la misma media con un nivel de confianza del 95%.

La idea de que los precios son principalmente una función de los insumos con los que se elabora el bien final no es reconocida de manera formal en la literatura internacional como una teoría de rigideces de precios. El argumento se basa en que el rezago entre un choque de costos y el

[11] En la literatura también se le conoce como *cost-based pricing* (precios basados en costos), o de costos marginales constantes.

cambio en los precios es demasiado corto. Sin embargo, autores como Gordon (1981) y Blanchard (1983) muestran que dado que la producción de un bien está atada a una cadena productiva que contiene muchos procesos, un choque de costos en alguno de estos toma tiempo en propagarse a las otras etapas productivas y de esta manera, a los consumidores finales. Por lo tanto, aún rezagos cortos en el proceso de ajuste de una única firma pueden conllevar a rezagos largos cuando se considera toda la cadena de producción. Adicionalmente, de acuerdo con esta *teoría*, los precios no cambian debido a que los costos de los insumos tampoco cambian. Es decir, los precios son rígidos porque otros precios también lo son.

El segundo grupo de explicaciones corresponde a los contratos explícitos o implícitos. Estas dos teorías están muy relacionadas entre sí. Su punto de contacto está en que en ambas los agentes buscan evitar las variaciones de precios. La primera de estas teorías, fue propuesta por Fischer (1977) y Phelps y Taylor (1977), y se basa en la existencia de arreglos contractuales entre las empresas y los consumidores, en los cuales las primeras garantizan a sus clientes ofrecer el producto a un precio previamente establecido. Las empresas ofrecen este tipo de contratos con el objeto de construir relaciones de largo plazo con sus clientes. Esto debería desanimar a los clientes a comprar en algún otro lugar, estabilizando de esta forma las ventas futuras de la empresa. Adicionalmente, los clientes se sienten atraídos por un precio constante ya que los ayuda a minimizar los costos de búsqueda (*search time*).

Por su parte, la teoría de contratos implícitos (Okun, 1981 y Rotemberg, 2005) parte del hecho de que las empresas buscan construir relaciones de largo plazo con sus clientes con el objeto de poder hacer sus ventas futuras más predecibles. Sin embargo, a diferencia de los contratos explícitos, los contratos implícitos tratan de ganar la lealtad de los clientes simplemente cambiando los precios lo menos posible. De acuerdo con Okun (1991) se debe diferenciar entre un aumento de precios debido a un choque de costos o a un choque de demanda. Se argumenta que los mayores costos son aceptados racionalmente como causales de aumentos en los precios, mientras que aumentos debido a incrementos en la demanda son vistos como injustos. Por lo tanto, las empresas mantienen los precios constantes ante choques de demanda dado que no quieren alterar su relación con los clientes. Estas empresas sólo ajustan precios ante choques de costos. Por su parte, la idea de Rotemberg (2005) se basa en que los clientes desearán comprar a empresas cuyos precios sean justos.

La teoría de la calidad del producto, la cuarta en importancia, se refiere

a que las empresas prefieren no reducir el precio de su producto porque el cliente puede pensar que se está disminuyendo la calidad del mismo. La empresa prefiere conservar, con este raciocinio, un precio nominal constante.

Las fallas de coordinación entre las empresas pueden llevar a rigideces en los precios. La teoría que lleva este nombre comenzó su trayectoria académica con la contribución hecha por Clower (1965) y Leijonhufvud (1968) para el análisis de los mercados laborales. Posteriormente, Ball y Romer (1991) aplicaron estas ideas en el contexto del proceso de fijación de precios. De acuerdo con esta teoría, las empresas no consideran atractivo realizar un cambio en sus precios dado que esta acción podría tener grandes implicaciones tanto para los consumidores como para las empresas con que compite. En efecto, una empresa podría decidir no aumentar su precio por temor a perder clientes. De otro lado, una empresa podría decidir no reducir su precio pues esta estrategia no le garantiza una mayor participación de mercado si sus competidores toman la misma decisión. Por lo tanto, luego de un choque, una empresa solamente cambiaría su precio si existe un acuerdo con las demás empresas sobre la manera de reaccionar. Sin la existencia de un mecanismo de coordinación, los precios nominales de las empresas permanecerán rígidos.

La teoría de la información irregular se postula como un flujo de información que es deficiente. La recopilación de la información requerida por el empresario es lenta y dispendiosa como una consecuencia de los rezagos temporales en la producción de ciertas variables. Las decisiones de cambios en los precios se pueden dilatar entonces como consecuencia de las demoras en la recolección de los elementos estadísticos requeridos.

Frente a un choque, la firma debe tomar la decisión de cambiar o no sus precios. Para la teoría denominada de situación transitoria o de choques temporales, si las empresas juzgan que el choque es transitorio es posible que no cambien los precios porque el nuevo precio óptimo puede también ser temporal y acarrear nuevos costos al tener que devolver la decisión. Las empresas prefieren no cambiar los precios, hasta asegurarse de la permanencia del choque. En este sentido, cambios frecuentes de precios se consideran que perjudican las relaciones con los clientes.

La teoría de los umbrales de precios (*pricing points*) sugiere que las empresas fijan sus precios en umbrales sicológicos atractivos, situación que está asociada con discontinuidades en la curva de demanda. Las empresas eligen precios *puntuales* debido a que aumentar el precio por encima de este implicaría una disminución en la demanda desproporcionada.

Ante la presencia de choques pequeños que sugieren realizar cambios igualmente pequeños en los precios, las firmas no reaccionan, al menos no inmediatamente. Por el contrario, posponen el cambio en los precios hasta que nuevos eventos justifiquen un cambio grande en los precios y los lleven hasta el próximo punto de precio o umbral.

La teoría de los costos de menú, la última de la lista, está motivada en los desarrollos de Barro (1972), Sheshinski y Weiss (1977), Akerlof y Yellen (1985) y Mankiw (1985). Se basa en la idea de que el acto de cambiar precios trae consigo unos costos, como imprimir y distribuir las nuevas listas de precios o cambiar los precios de las etiquetas. Una empresa que enfrente estos costos puede cambiar menos sus precios que una que no los enfrente.

Se pueden detectar algunas diferencias si se dividen las empresas por tamaño y por actividad económica (gráfica XXIV). En el primer caso, es notoria la mayor importancia que conceden las empresas grandes a los contratos implícitos y de calidad del producto como teorías para explicar las rigideces en los precios. Para las empresas no grandes, la teoría de la calidad de producto es mucho menos importante que para las empresas grandes y el total de empresas. Por sectores, las diferencias son mucho más notorias. De hecho el ordenamiento de las teorías cambia sustancialmente. Para la agricultura las teorías importantes son, en su orden, los costos perezosos, los umbrales de precios y la información irregular. Para la industria, las situaciones transitorias, los contratos implícitos y las fallas de coordinación son las principales razones para mantener sus precios estables. Por último, para la pesca, son los costos perezosos y los contratos explícitos e implícitos.

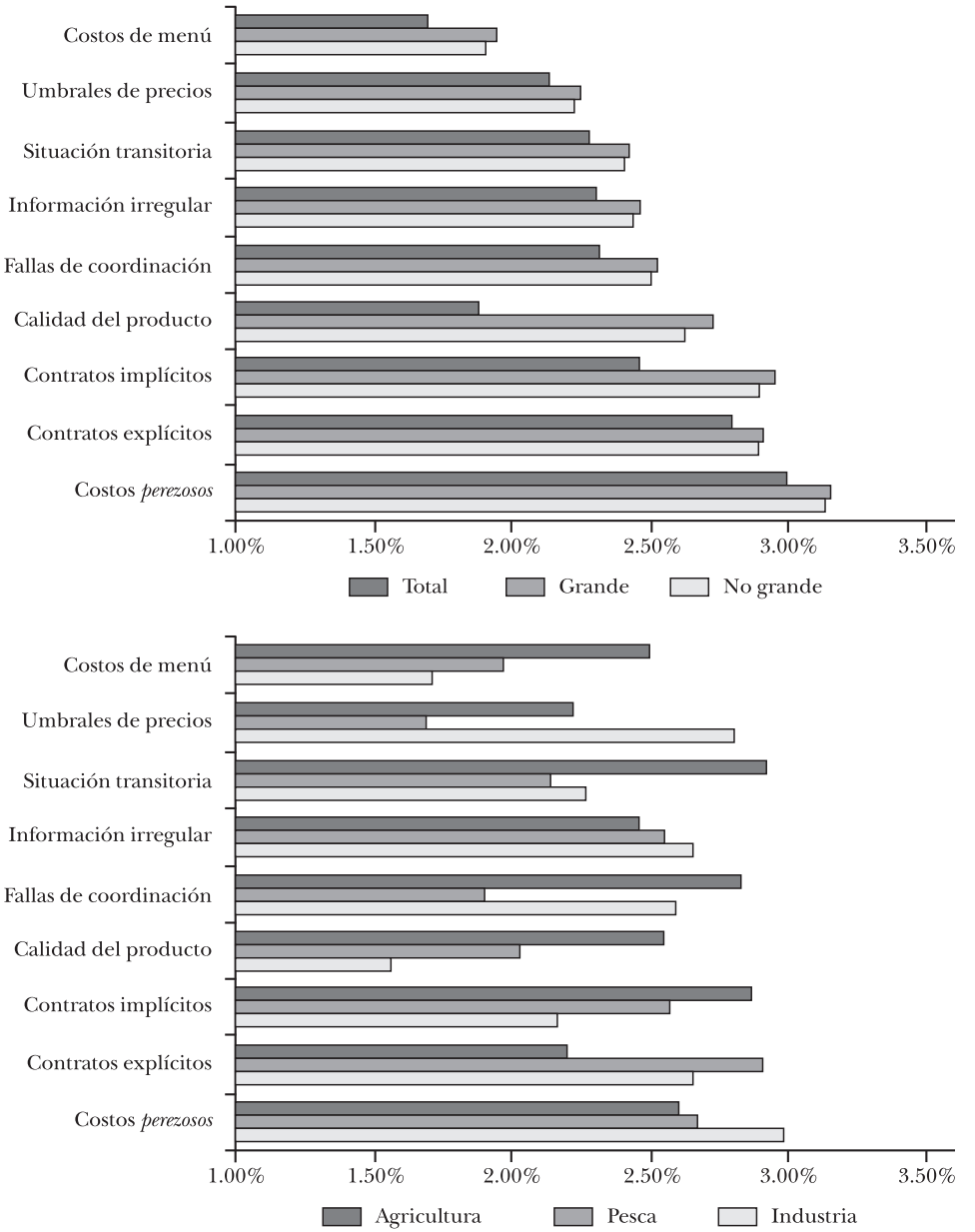
7. FACTORES ASOCIADOS CON CAMBIOS DE PRECIOS

7.1 Asimetrías

En la literatura empírica se suministra evidencia acerca de las diferencias que existen, en términos de la probabilidad condicional, de aumentar o reducir los precios. Dhyne *et al.* (2005) muestran que en la zona del euro existe evidencia de una menor frecuencia de las reducciones en los precios que de los aumentos. Los resultados para EUA son similares (Klenow y Kryvtsov, 2005). Existen un par de trabajos para Colombia que muestran resultados en la misma dirección (Julio y Zárate, 2008; y López, 2008).

Con el propósito de hacer un análisis de los factores que determinan

GRÁFICA XXIV. IMPORTANCIA DE DISTINTAS TEORÍAS SOBRE RIGIDECES DE PRECIOS (PUNTAJE PROMEDIO)



FUENTE: Elaboración propia.

los cambios en los precios y estipular si hay asimetrías que dependen de la dirección del ajuste de precios, en el cuestionario se interroga a los empresarios acerca de la importancia de algunos factores en la determinación de los precios. Se les pide que califiquen una lista de factores que pueden afectar su decisión de aumentar precios (pregunta 26), o disminuir sus precios (pregunta 27). Los resultados del cuadro 9 presentan las respuestas de los encuestados en relación con el aumento de los precios y el cuadro 10 con el descenso.

CUADRO 9. ASIMETRÍAS EN LA DECISIÓN DE AUMENTAR PRECIOS

	Puntaje promedio	*Desviación estándar*
Cambio en costo de materias primas	3.81	0.05
Cambio en precio de los competidores	3.25	0.08
Cambio en precio de energía y combustibles	2.99	0.08
Cambio en impuestos y cargas tributarias	2.97	0.17
Cambio en la demanda de su principal producto	2.89	0.10
Cambio en la tasa de cambio	2.83	0.16
Cambio en costos financieros	2.63	0.13
Cambio en costos laborales	2.52	0.15

FUENTE: Elaboración propia.

NOTA: Las líneas punteadas corresponden a una prueba de hipótesis a dos colas de igualdad de medias.

El cuadro 9 muestra que el cambio en el costo de las materias primas (con un importancia media de 3.8) y el cambio en el precio de los competidores (3.2) son los factores más importantes para explicar un aumento de los precios. Para el caso de los descensos en los precios, los elementos más importantes son el cambio en el precio de los competidores (3.4 de puntaje) y el cambio en el costo de las materias primas (3.2). Si bien resulta curioso que se trate de los mismos factores explicativos pero en orden diferente, una conclusión que se puede derivar de estos resultados es la disposición que tienen las firmas para reaccionar ante choques que afecten sus beneficios (costos y precios de los competidores).[12] De otro lado, los cambios en los costos financieros y laborales no son importantes en ninguno de los dos eventos contemplados.

[12] Las líneas punteadas que se presentan en los cuadros 9 y 10 corresponden al resultado de una prueba de igualdad de medias. Su lectura es similar a la presentada en la sección 6.4.

CUADRO 10. ASIMETRÍAS EN LA DECISIÓN DE DISMINUIR PRECIOS

	Puntaje promedio	*Desviación estándar*
Cambio en precio de los competidores	3.39	0.11
Cambio en costo de materias primas	3.20	0.08
Cambio en la demanda de su principal producto	2.91	0.10
Cambio en impuestos y cargas tributarias	2.77	0.21
Cambio en la tasa de cambio	2.72	0.15
Cambio en precio de energía y combustibles	2.56	0.13
Cambio en costos financieros	2.27	0.14
Cambio en costos laborales	2.22	0.15

FUENTE: Elaboración propia.

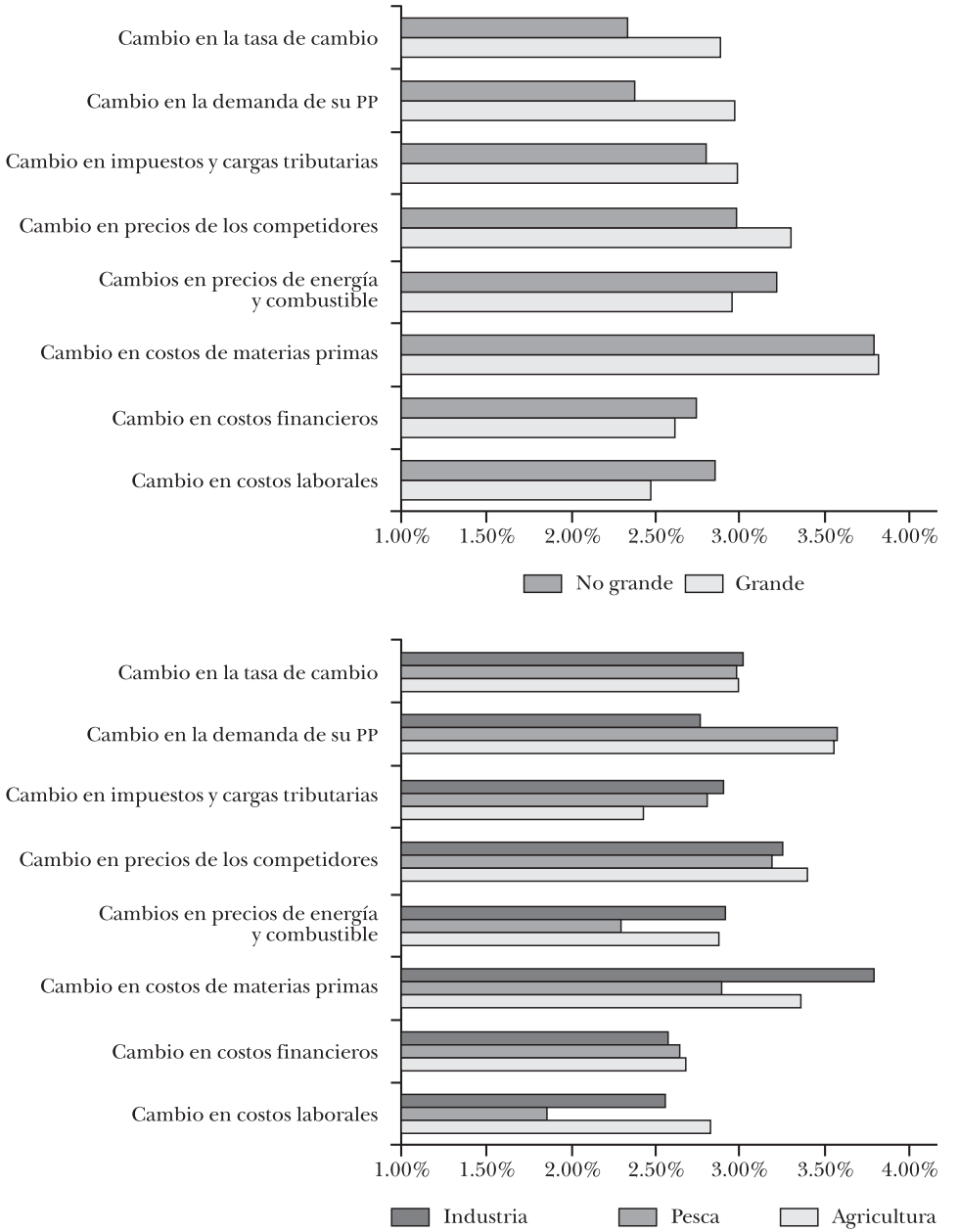
NOTA: Las líneas punteadas corresponden a una prueba de hipótesis a dos colas de igualdad de medias.

Si se hacen las agrupaciones por tamaño de las empresas y por sectores económicos se encuentra lo siguiente. Para las decisiones de aumentar precios, las empresas grandes y las no grandes coinciden en que su principal motivo es el cambio en el costo de las materias primas (gráfica XXV). Asimismo, para las empresas no grandes también resulta muy importante el cambio en el costo de la energía y el combustible. Para este último grupo de firmas, la importancia que conceden a los costos laborales gana importancia, aspecto que se puede interpretar como el reflejo de la importancia que puede tener este factor en la tecnología utilizada por aquellas. De otro lado, para la decisión de aumentar precios es muy importante el cambio en la demanda de su principal producto para la agricultura y la pesca, mientras que para las empresas industriales lo verdaderamente importante es el cambio en el costo de materias primas (gráfica XXVI).

Respecto al descenso en los precios, los factores más relevantes para las empresas grandes son los precios de los competidores y los costos de las materias primas (gráfica XXVI). La importancia concedida al primer factor contrasta con lo observado en las decisiones de aumentar precios. Por su parte, para la agricultura y la pesca el cambio en la demanda de su principal producto es determinante en la decisión de reducir sus precios, mientras que para las empresas industriales el cambio en el costo de las materias primas es la razón más importante (gráfica XXVI).

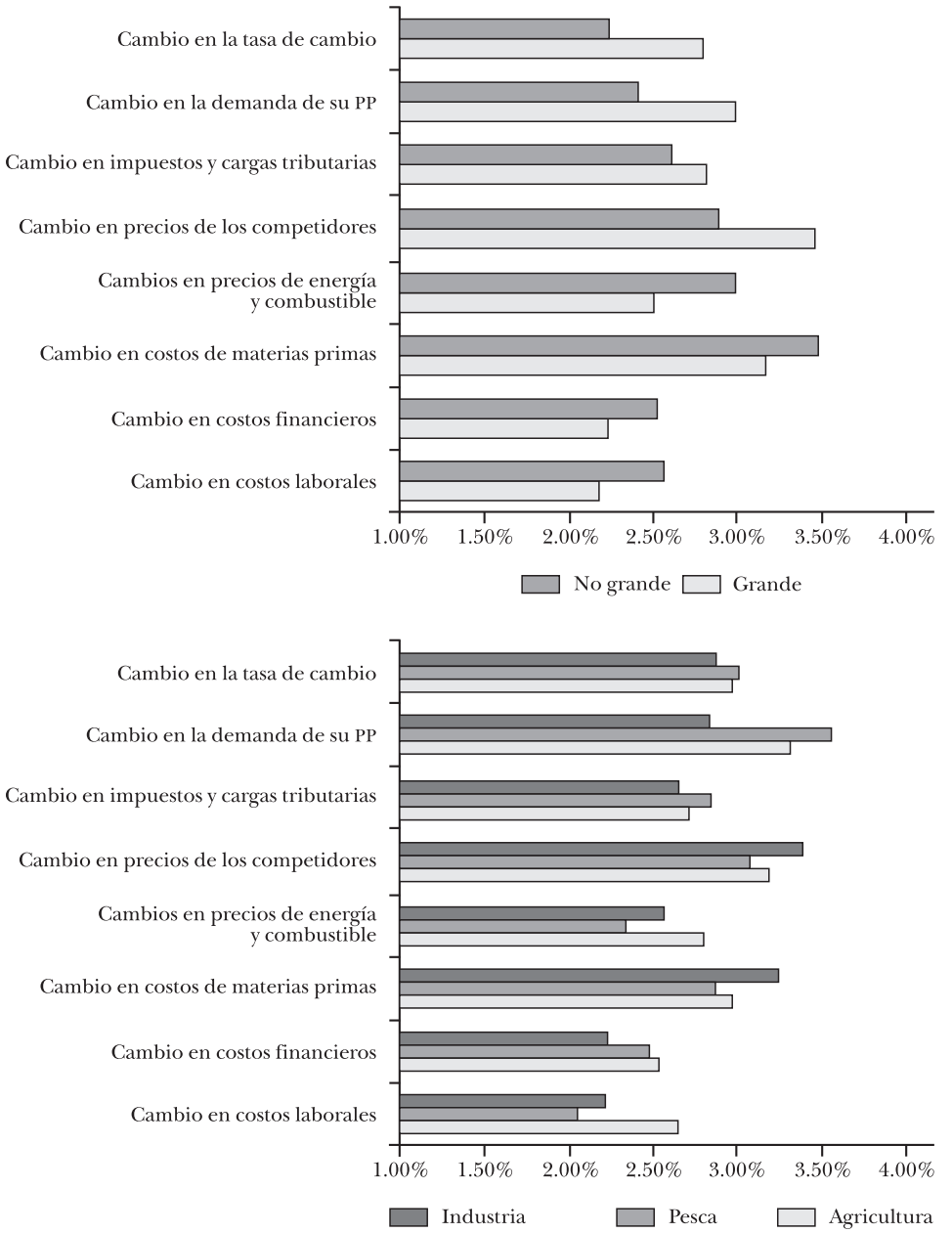
Una forma de entender las asimetrías es reunir en una sola estadística el grado de importancia que se confiere a cada factor en el aumento y en el descenso de los precios. Con la información recopilada en la encuesta, se construye un balance que corresponde a la diferencia entre el promedio

GRÁFICA XXV. ASIMETRÍAS EN LA DECISIÓN DE AUMENTAR PRECIOS (PUNTAJE PROMEDIO)



SOURCE: Own elaboration.

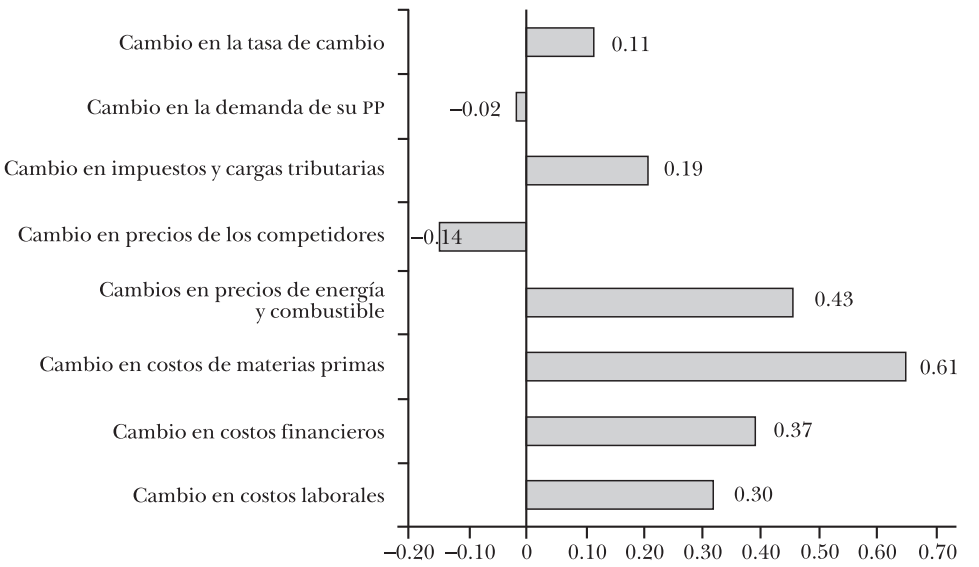
GRÁFICA XXVI. ASIMETRÍAS EN LA DECISIÓN DE DISMINUIR PRECIOS (PUNTAJE PROMEDIO)



SOURCE: Own elaboration.

de la calificación dada por los empresarios a cada factor cuando deciden aumentar los precios y cuando deciden disminuirlos. Un número positivo indica que un determinado factor es más importante en la decisión de aumentar que en la de disminuir. Un número negativo significa exactamente lo contrario. La magnitud también es importante, porque un número más grande significa que la diferencia entre la importancia conferida a un factor en el aumento y en el descenso de los precios es mayor que en el caso de un número más pequeño. Los resultados del ejercicio se muestran en la gráfica XXVII. En general, existe un patrón regular de asimetrías positivas para los costos y negativa para las condiciones de mercado. Es notoria la importancia conferida a los cambios en los costos de las materias primas como explicación en el aumento de los precios frente al descenso de estos. Algo similar se puede decir para los costos de la energía y los combustibles. El caso contrario, corresponde a los cambios de precios de los competidores. Este factor es muy relevante en el momento de decidir una reducción de los precios.

GRÁFICA XXVII. ASIMETRÍAS EN LOS FACTORES DETERMINANTES DE LOS PRECIOS[a]



FUENTE: Elaboración propia.

NOTA: [a] Corresponde a la diferencia entre el promedio cuando deciden aumentar y el promedio cuando deciden disminuir. Un número positivo indica que es más importante el factor a la hora de aumentar que a la hora de disminuir.

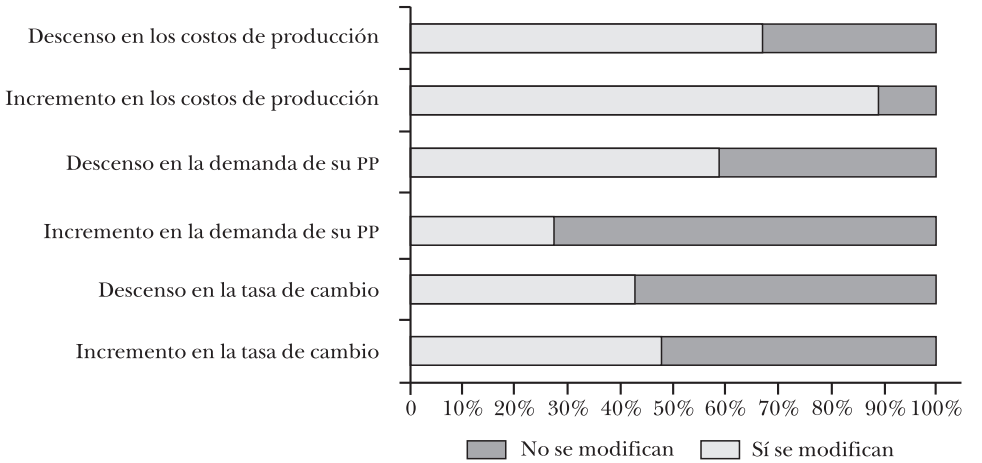
7.2 Ajuste de precios después de choques

A continuación analizamos la reacción de los precios ante diferentes choques que pueden afectar a la economía. Al respecto, la primera pregunta que se formula a los encuestados se refiere a si ante un evento no previsto modifican o no el precio de su principal producto. Si lo modifican, se les pide que califiquen la importancia de una serie de eventos (pregunta 25).

Ante un aumento en los costos de producción, cerca del 90% de las empresas modifican el precio de su principal producto, mientras que un 67% de las firmas lo hacen ante una disminución. Aproximadamente, el 60% reacciona a descensos de la demanda. Tan sólo un 28% cambia el precio si aumenta la demanda (gráfica XXVIII). Entre tanto, cuando se presenta un cambio en los costos, el porcentaje de empresas grandes y no grandes que cambian los precios es similar. Por el contrario, si se presentan tanto caídas como aumentos en la demanda, la gran mayoría de empresas que cambian sus precios son aquellas que son grandes.

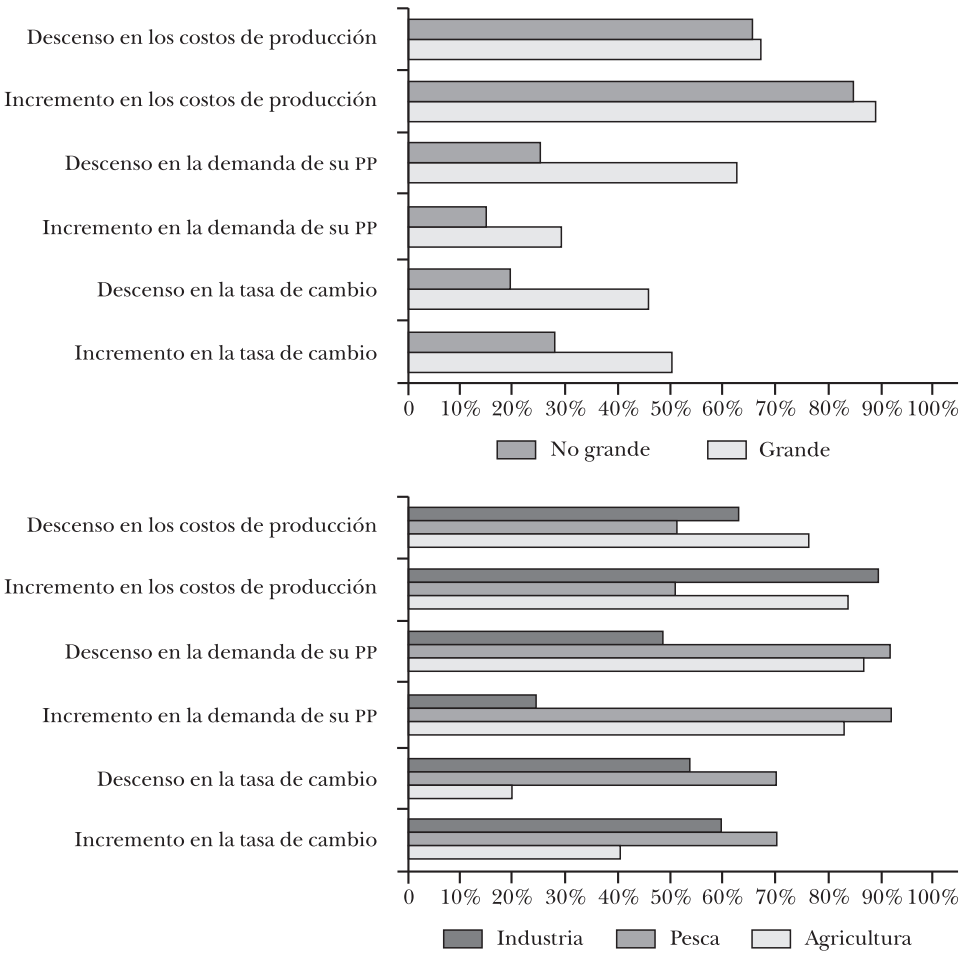
De otro lado, si aumentan los costos de los insumos, las empresas agrícolas e industriales participan en proporciones similares en el cambio de los precios. Por su parte, un descenso en los costos afecta a una mayor proporción de firmas agricultoras que industriales. En los movimientos de la demanda, sea al alza o a la baja, se observa que las empresas que más responden son las de la industria pesquera (gráfica XXIX).

GRÁFICA XXVIII. RESPUESTA DE PRECIOS A CHOQUES (% DE FIRMAS)



FUENTE: Elaboración propia.

GRÁFICA XXIX. PORCENTAJE DE FIRMAS QUE MODIFICAN LOS PRECIOS

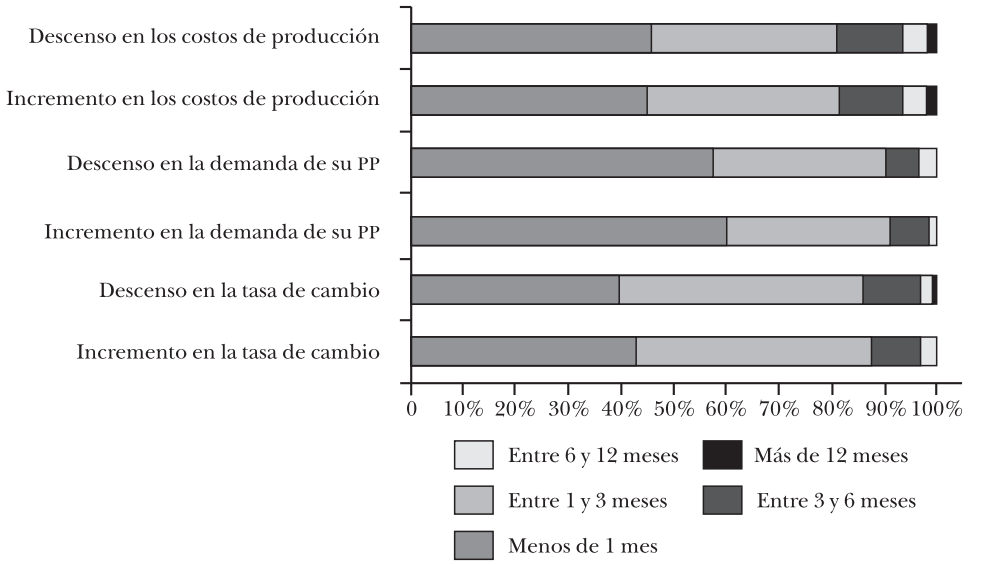


FUENTE: Elaboración propia.

Por último, se indaga por el tiempo que tarda una empresa en cambiar el precio de su principal producto una vez se presenta el choque (gráfica XXX). Las empresas cambian relativamente rápido sus precios cualquiera que sea el choque que las afecte. En casi todos los casos, los cambios más importantes se presentan antes de un mes; su importancia relativa es siempre mayor al 40%. Es de señalar que en el caso de un descenso de la tasa de cambio el tiempo de reacción puede dilatarse a un periodo de entre uno y tres meses. Si el choque que se presenta está relacionado con la demanda, no importa cuál sea el signo, las empresas reaccionan

aún con mayor presteza que en los otros casos. Es muy raro el evento de un cambio de precio que tome entre seis meses a un año después del choque.

GRÁFICA XXX. TIEMPO DE TRASPASO DE DIVERSOS CHOQUES A LOS PRECIOS (% DE FIRMAS)



FUENTE: Elaboración propia.

8. CONCLUSIONES

En este documento se presentan los resultados de una encuesta realizada por el Banco de la República a 787 empresas colombianas durante noviembre de 2007 y mayo de 2008 que buscaba analizar la forma como las empresas fijan sus precios. La muestra se construyó a partir de un ejercicio probabilístico de estratificación. En el estudio se examinaron temas de determinación, ajuste, rigidez y asimetrías en los precios de las empresas. El enfoque empleado permitió igualmente distinguir entre las diferentes hipótesis existentes en la literatura sobre las rigideces de precios.

Las principales conclusiones que se pueden extraer son:

- Respecto a los mercados donde operan las empresas relevantes para el estudio se puede concluir que la mayor parte de las ventas realizadas por

las empresas colombianas se hace en el mercado interno y con clientes que consideran de largo plazo. Asimismo, los mercados en que operan las empresas colombianas son poco competidos. En promedio, las empresas perciben menos de cinco competidores en su industria.

- En relación con la etapa de revisión de precios, la evidencia sugiere que la mayoría de las empresas colombianas emplean reglas tiempo dependientes en momentos en que la economía se encuentra estable. Esto es cierto para empresas que perciben poca competencia en su entorno. Entre tanto, en periodos de turbulencia económica, las empresas siguen reglas estado dependientes. Este tipo de reglas se observa más frecuentemente en empresas que perciben un alto grado de competencia.

- A la hora de revisar los precios, las empresas colombianas consideran igualmente importante el desempeño actual y esperado de la inflación así como de otras variables relevantes dentro del proceso productivo. En este sentido, las empresas presentan comportamientos *forward-looking* en sus decisiones de precios.

- La meta de inflación del Banco de la República y el salario mínimo que se fija cada año son considerados factores importantes a la hora de revisar los precios. Las empresas grandes atribuyen una mayor importancia a la meta de inflación mientras las pequeñas y medianas empresas dan una mayor importancia al salario mínimo.

- Aquellas empresas que revisan sus precios en intervalos fijos de tiempo, lo hacen en su mayoría de manera mensual o trimestral. Las empresas grandes revisas sus precios con mayor frecuencia que las demás. Por su parte, las empresas agrícolas revisan sus precios más frecuentemente que aquellas de la industria.

- Las empresas que perciben poca competencia revisan sus precios cada tres meses, mientras que las empresas con elevados niveles de competencia revisan sus precios mensualmente.

- En general, las empresas colombianas siguen tanto estrategias de fijación de precios basadas en costos más un margen de ganancia como estrategias de fijación de precios basada en los precios de los competidores.

Las empresas grandes actúan en su mayoría en mercados no competitivos mientras las medianas y pequeñas son tomadoras de precios.

• Respecto a la segunda etapa del proceso de fijación de precios, los resultados sugieren que el 38% de las empresas colombianas cambia de precios una vez al año, mientras que el 75% de las empresas cambia como máximo dos veces al año. En términos sectoriales, las industrias del sector primario son más flexibles que aquellas del sector secundario. En esta misma línea, se encuentra evidencia de que las empresas cuya producción está orientada al mercado interno son más flexibles que aquellas cuya producción se vende principalmente en el exterior. Así mismo, se encuentra que las empresas que producen bienes finales son menos flexibles que aquellas que producen bienes intermedios y de capital.

• Estudios previos sugieren que los precios responden de forma asimétrica a distintos tipos de choques. Los resultados de la encuesta permiten concluir que los choques de costos (tasa de cambio, precio de las materias primas, precios de la energía y el combustible, costos financieros y laborales) son más importantes para explicar aumentos que descensos en los precios, mientras que los choques de demanda importan más a la hora de explicar descensos de los precios.

• Las prácticas de ajuste de precios cambiaron a lo largo de los cinco años previos a la realización de la encuesta. La principal razón que explica dichos cambios es la mayor variabilidad registrada en los precios de los insumos.

• Comparando los resultados obtenidos para las dos etapas del proceso de fijación de precios, se encuentra que los cambios de precios son menos frecuentes que las revisiones de precios. De otro lado, en condiciones normales de la economía, las firmas más flexibles son aquellas que siguen reglas estado dependientes, mientras las firmas menos flexibles siguen reglas tiempo dependientes.

• La hipótesis de los precios basados en costos es la principal explicación de por qué las empresas no cambian de manera más frecuente los precios. Aún así, teorías asociadas a las preferencias de los clientes por precios nominales estables, como las de contratos explícitos e implícitos, son también muy importantes para explicar la rigidez de los precios.

Anexo 1

Población detallada por código CIIU a tres dígitos

Código CIIU a 3 dígitos		
Sección	*Categoría*	*Descripción*
A	011	Producción específicamente agrícola
A	012	Producción específicamente pecuaria
B	050	Pesca, cultivo de peces en criaderos piscícolas, actividades relacionadas con pesca
D	151	Producción, transformación y conservación de carne y pescado
D	152	Elaboración de frutas, legumbres, hortalizas, aceites y grasas
D	153	Elaboración de productos lácteos
D	154	Elaboración de productos de molinería, de almidones y productos derivados del almidón y alimentos preparados para animales
D	155	Elaboración de productos de panadería, macarrones, fideos, alcuzcuz y productos farináceos similares
D	156	Elaboración de productos de café
D	157	Ingenios, refinerías de azúcar y trapiches
D	158	Elaboración de otros productos alimenticios
D	159	Elaboración de bebidas
D	171	Preparación e hilatura de fibras textiles
D	172	Tejedura de productos textiles
D	173	Acabado de productos textiles no producidos en la misma unidad de producción
D	174	Fabricación de otros productos textiles
D	175	Fabricación de tejidos y artículos de punto y ganchillo
D	181	Fabricación de prendas de vestir, excepto prendas de piel
D	191	Curtido y preparado de cueros
D	192	Fabricación de calzado
D	193	Fabricación de artículos de viaje, bolsos de mano y artículos similares; fabricación de artículos de talabartería y guarnicionería
D	201	Aserrado, acepillado e impregnación en la madera
D	202	Fabricación de hojas de madera para enchapado; fabricación de tableros contrachapados, tableros laminados, tableros de partículas y otros tableros y paneles
D	203	Fabricación de partes y piezas de carpintería para edificios y construcciones

D	204	Fabricación de recipientes de madera
D	209	Fabricación de otros productos de madera; fabricación de artículos de corcho, cestería y espartería
D	210	Fabricación de papel, cartón y productos de papel y cartón
D	221	Actividades de edición
D	222	Actividades de impresión
D	223	Actividades de servicios relacionadas con las de impresión
D	224	Reproducción de materiales grabados
D	232	Fabricación de productos de la refinación del petróleo
D	241	Fabricación de sustancias químicas básicas
D	242	Fabricación de otros productos químicos
D	243	Fabricación de fibras sintéticas y artificiales
D	251	Fabricación de productos de caucho
D	252	Fabricación de productos de plástico
D	261	Fabricación de vidrio y productos de vidrio
D	269	Fabricación de productos minerales no metálicos
D	271	Industrias básicas de hierro y de acero
D	281	Fabricación de productos metálicos para uso estructural, tanques, depósitos y generadores de vapor
D	289	Fabricación de otros productos elaborados de metal y actividades de servicios relacionadas con el trabajo de metales
D	291	Fabricación de maquinaria de uso general
D	292	Fabricación de maquinara de uso especial
D	293	Fabricación de aparatos de uso doméstico
D	311	Fabricación de motores, generadores y transformadores eléctricos
D	312	Fabricación de aparatos de distribución y control de la energía eléctrica
D	313	Fabricación de hilos y cables aislados
D	314	Fabricación de acumuladores y de pilas eléctricas
D	315	Fabricación de lámparas eléctricas y equipos de iluminación
D	319	Fabricación de otros tipos de equipo eléctrico
D	321	Fabricación de tubos y válvulas electrónicas y de otros componentes electrónicos
D	322	Fabricación de transmisores de radio y televisión y de aparatos para telefonía y telegrafía
D	323	Fabricación de receptores de radio y televisión, de aparatos de grabación y de reproducción de sonido o de la imagen, y de productos conexos
D	331	Fabricación de aparatos e instrumentos médicos y de aparatos para medir, verificar, ensayar, navegar y otros fines, excepto

		instrumentos de ópticas
D	332	Fabricación de instrumentos ópticos y de equipo fotográfico
D	341	Fabricación de vehículos automotores y sus motores
D	342	Fabricación de carrocerías para vehículos automotores, fabricación de remolques y semirremolques
D	343	Fabricación de partes, piezas (lujos) y accesorios (autopartes) para vehículos automotores y para sus motores
D	359	Fabricación de otros tipos de transporte
D	361	Fabricación de muebles
D	369	Industrias manufactureras

FUENTE: DANE.

Anexo 2

Muestreo aleatorio estratificado

El conjunto de empresas que hace parte de la investigación es seleccionado a través de un muestreo aleatorio estratificado. Este tipo de procedimiento requiere subdividir la población de tamaño N en subpoblaciones de tamaños N_1, N_2, L, N_L de tal forma que $\sum_{h=1}^{L} N_h = N$. Dichas subpoblaciones se definen como estratos y sus tamaños se refieren al número de individuos que hacen parte de cada uno de ellos. Con el propósito de que la subdivisión poblacional o estratificación sea óptima, se definen los factores de estratificación que guardan una estrecha relación con las características que se investigan, de tal forma que un individuo solo pertenece a una única subpoblación o estrato.

Una vez que se realiza la estratificación se lleva a cabo sobre cada uno de los estratos un proceso de muestreo aleatorio simple sin reemplazamiento. De esta manera, se obtienen muestras de tamaño $n_1, n_2, \ldots, n_L$. De esta forma, el tamaño de la muestra es igual a $n = \sum_{h=1}^{L} n_h$. En particular, el muestreo aleatorio simple puede ser llevado a cabo de tal forma que la proporciones N_h / N y n_h / n $\forall h = 1, \ldots, L$ sean equivalentes, lo cual se conoce como asignación proporcional. Es decir, los individuos se distribuyen en los estratos muestrales en proporciones similares a aquellas que se encuentran en los estratos poblacionales. Dicho concepto permite la

construcción de medidas de tendencia central poblacionales dentro de cada estrato.

Con el propósito de mantener la asignación proporcional, se realiza la sustitución de aquellos individuos que son seleccionados en el proceso de muestreo aleatorio simple pero que no desean participar en la investigación. En otras palabras, que no responden a la encuesta y que por consiguiente no harán parte de la muestra. Como lo señala Martínez (2002), en teoría no debería existir sustitución de individuos para no contaminar el esquema de selección. Sin embargo, en la práctica se acepta la aplicación de algunos métodos de sustitución sin que sus resultados sean debatidos. Por ejemplo, tomar al azar individuos, dentro de los no seleccionados, y sustituir a los seleccionados no participantes.

De acuerdo con Cochran (1977), existen diferentes razones por las cuales el muestreo estratificado es una técnica ampliamente utilizada. Quizá, la más importante de ellas se centra en el alcance de una mayor precisión en la estimación de las características de la población a partir de la agrupación de individuos relativamente homogéneos en cada estrato.

Para aplicar el método de muestreo aleatorio estratificado, es importante definir los siguientes conceptos, los cuales se utilizan en los cálculos de la media y la varianza muestral y su expansión a la población.

Sea N_h el número total de individuos en el h-ésimo estrato poblacional, n_h el número total de individuos en el h-ésimo estrato muestral, y_{hi} el valor observado de la variable y para el i-ésimo individuo en el h-ésimo estrato. De esta manera se definen:

— Media poblacional en el estrato h:

$$\overline{Y}_h = \frac{\sum_{i=1}^{N_h} y_{hi}}{N_h}.$$

— Media muestral en el estrato h:

$$\overline{y}_h = \frac{\sum_{i=1}^{n_h} y_{hi}}{n_h}.$$

— Varianza poblacional del estrato h:

$$S_h^2 = \frac{\sum_{i=1}^{N_h}\left(y_{hi} - \overline{Y}_h\right)^2}{\left(N_h - 1\right)}.$$

A partir de las definiciones anteriores es posible construir un estimador de la media poblacional total a través de la media estratificada $\overline{y}_{est}$:

$$\overline{y}_{est} = \frac{\sum_{h=1}^{L} N_h \overline{y}_h}{N}.$$

La varianza de este estimador está dada por:

$$VAR\left[\overline{y}_{est}\right] = \frac{1}{N^2}\sum_{h=1}^{L} N_h\left(N_h - n_h\right)\frac{S_h^2}{n_h}.$$

Puede demostrarse que dicho estimador cumple con la propiedad de insesgamiento, es decir,

$$E\left[\overline{y}_{est}\right] = \overline{Y}$$

siendo

$$\overline{Y} = \frac{\sum_{h=1}^{L}\sum_{i=1}^{N_h} y_{hi}}{N}.$$

Con muestreo estratificado, la estimación de la proporción poblacional se basa en la proporción de muestreo estratificado:

$$\hat{p}_{est} = \sum_{h=1}^{L} \frac{N_h p_h}{N},$$

siendo $p_h = \frac{\sum_{i=1}^{n_h} a_{hi}}{n_h}$, con $a_{hi} = 1$ si la empresa i dentro del estrato h toma la alternativa específica; $a_{hi} = 0$, en otro caso.

Anexo 3

Cuestionario

Fecha de Impresión | **CONFIDENCIAL*** | Fecha de Impresión

BANCO DE LA REPÚBLICA
C.C 1780- 03

Centro Nacional de Consultoría Ltda.
Diag. 34 N° 5-27 - Santa Fé de Bogotá
Conmutador: (1) 339 4888

Encuesta sobre Formación de Precios Banco de la República

Elaborado por : El Banco de la República | Revisado por :María José Roldán | Revisado por : Juan Carlos Parra A.

Buenos días/tardes/noches, mi nombre es _____ (dar nombre COMPLETO) y soy entrevistador del Centro Nacional de Consultoría, una empresa que hace estudios para mejorar los productos y servicios que reciben las empresas y las personas. En estos momentos estamos realizando por solicitud del Banco de la República, un estudio sobre el proceso de fijación de los precios en Colombia y necesito hablar con la persona responsable del manejo de este tema en su empresa. Me gustaría hablar con el Gerente General, Gerente de Producción Gerente de Mercadeo o el Gerente Financiero

ENCUESTADOR: UNA VEZ LO COMUNIQUEN CON LA PERSONA A ENCUESTAR REPITA LA PRESENTACIÓN ANTERIOR Y PREGUNTE

a. Me podría decir de acuerdo con el valor o volumen de ventas ¿cuál es el principal producto de su empresa?

b. ¿El **100%** de las ventas del principal producto de su empresa se realiza en el exterior, es decir, fuera del país?

ENCUESTADOR: SI LA RESPUESTA ES AFIRMATIVA, TERMINE Y REEMPLACE

c. ¿Es usted la persona encargada de fijar los precios de comercialización o venta de ese producto o participa directamente de ese proceso?

Si → Su opinión es muy importante. ¿Me podría dar una cita para responder una encuesta? ¿me puede decir qué día y a qué hora lo puedo visitar? Día y Hora _____ y _____

No → ¿Me podría decir por favor el nombre de la persona o personas que fija (n) los precios de comercialización o venta de ese producto principalo participa (n) directamente de ese proceso? Nombre (s):

ENCUESTADOR: REALIZAR CITA Y CONTACTAR LA NUEVA PERSONA

Fecha: Código Entrevistador

1. Ciudad | 2. N.I.T

2. Nombre de la Empresa | Teléfono | Dirección

3. Nombre del Entrevistado | Cargo | E-Mail

5. Número Total de Empleados en su Empresa (Tiempo Completo, Parcial, Temporales, a Término Indefinido, outsourcing y otros contratos)

6. De acuerdo con el valor o volumen de ventas, ¿cúa es su principal producto?

7. ¿Cuál es el criterio para elegir el principal producto?

Volumen de ventas	1
Valor de ventas	2

8. En el último año contable, ¿qué porcentaje de las ventas totales de su empresa corresponden a ventas de su principal producto **en Colombia**? ____ %

Nota: Las preguntas 9 a 13 deben ser contestada teniendo en cuenta su PRINCIPAL PRODUCTO independientemente de donde se venda o distribuya

9. ¿Cómo clasifica usted su principal producto de acuerdo con los siguientes criterios? *(Multiple respuesta,* MOSTRAR TARJETA)

Bien Final	1
Bien Intermedio	2
Bien de Capital	3

10. ¿Cuál es la distribución de ventas de su principal producto en los siguientes mercados? *(en porcentaje)*

1. Interno	%
2. EE.UU	%
3. Venezuela	%
4. Otros destinos internacionales	%
	100%

11. ¿Existen distintos precios para diferentes compradores de su principal producto? (***si su respuesta es negativa pase a nota 1 y léasela al informante***)

Si [1]
No [2]

12. Para su principal producto, ¿cuál es la importancia de los siguientes factores a la hora de diferenciar sus precios entre diferentes compradores? (**Si la respuesta para mercado externo es 3 o 4 continúe, de lo contrario pase a la nota 1**) (1 = No importante, 2 = Poco importante, 3 = Importante, 4 = Muy Importante 9 = No sabe / No responde) MOSTRAR TARJETA

Mercado externo	1	2	3	4	9
Tiempo de relación con el Cliente	1	2	3	4	9
Formas de Pago	1	2	3	4	9
Plazo de Entrega	1	2	3	4	9
Volumen demandado	1	2	3	4	9
Mercados locales	1	2	3	4	9
Costos de Transporte	1	2	3	4	9

13. ¿Cuál es la importancia de los siguientes factores para diferenciar sus precios entre el mercado interno y el externo ? (*1 = No importante, 2 = Poco importante, 3 = Importante, 4 = Muy Importante, 9 = No sabe / No responde*) MOSTRAR TARJETA

Tipo de cambio	1	2	3	4	9
Sistema impositivo del país	1	2	3	4	9
Condiciones socioculturales particulares a cada país	1	2	3	4	9
Fluctuaciones en la demanda del país	1	2	3	4	9
Precios de competidores	1	2	3	4	9
Costos de transporte	1	2	3	4	9

NOTA 1 para leerle al informante: Responda las preguntas restantes para su principal producto teniendo en mente la proporción de éste que es vendida únicamente en el mercado doméstico

14. De las ventas totales de su principal producto, que porcentaje se realiza con clientes con los cuales la relación comercial es:

De largo plazo (más de 1 año) [ ] %
De corto plazo (menos de 1 año) [ ] %
100%

15. ¿Cuántos competidores existen para su principal producto en el mercado doméstico?

Ninguno [1]
Menos de 5 [2]
Entre 5 y 20 [3]
Más de 20 [4]

16. ¿Existe una empresa líder en establecer los precios en el mercado de su principal producto? (***Si la respuesta es No o No sabe / No Responde pase a la pregunta 18***)

Si [1]
No [2]
No Sabe / No Responde [9]

17. Para su principal producto, ¿es su empresa la líder en precios?

Si [1]
No [2]
No Sabe / No Responde [9]

18. ¿Con que frecuencia chequea usted el precio de su principal producto?

- Se revisa diariamente (o más frecuentemente) ***(Pase a la pregunta 20)*** [1]
- Se revisa únicamente en intervalos fijos de tiempo [2]
- Se revisa principalmente en intervalos fijos de tiempo, pero también en respuesta a eventos especificos (ej. Cambios radicales en los precios de los insumos) [3]
- Se revisa únicamente en respuesta a eventos especificos ***(Pase a la pregunta 20)*** [4]

19. Si usted chequea el precio de su principal producto en intervalos fijos de tiempo, ¿con qué frecuencia lo hace?

Semanal [1]
Mensual [2]
Trimestral [3]
Semestral [4]
Anual [5]
Más de un año [6]

20. En los últimos doce meses, ¿cuántas veces ha cambiado el precio de su principal producto?

[ ]

21. De acuerdo con su experiencia, ¿cree usted que hoy frente a cinco años atrás, ha cambiado la frecuencia de ajuste de precios de su principal producto? (***Si su respuesta es No o No sabe / No responde pase a la pregunta 23.***) (Marque sólo una opción)

Si, ha aumentado [1]
Si, ha disminuido [2]
No ha cambiado [3]
No Sabe / No Responde [9]

22. Pensando en los últimos cinco años, señale la importancia de cada una de las siguientes razones para explicar porqué ha cambiado la frecuencia de ajuste de los precios *(1 = No importante, 2 = Poco importante, 3 = Importante, 4 = Muy Importante, 9=No Sabe / No Responde)*

Mayor competencia interna	1	2	3	4	9
Menor competencia interna	1	2	3	4	9
Mayor competencia por Importaciones legales/ilegales	1	2	3	4	9
Menor competencia por importaciones leagles/ilegales	1	2	3	4	9
Cambios tecnológicos	1	2	3	4	9
Mayor volatilidad en los precios de los insumos	1	2	3	4	9
Menos volatilidad en los precios de los insumos	1	2	3	4	9
Mayor inflación	1	2	3	4	9
Menor inflación	1	2	3	4	9
Mayor tasa de cambio	1	2	3	4	9
Menor tasa de cambio	1	2	3	4	9

23. En el mercado interno a la hora de fijar el precio de su principal producto enfrenta usted algún tipo de limitación diferente a la competencia u otras fuerzas del mercado:*(Múltiples opciones* , MOSTRAR TARJETA)

Legales / Regulatorias	1
Precios Internacionales Comunes	2
Directrices Casa Matriz	3
Reducido poder de negociación frente a sus compradores	4
Ninguna de las anteriores	5

24. ¿Señale la importancia de las siguientes estrategias en la fijación de precios de su principal producto en el último año? (*1 = No importante, 2 = Poco importante, 3 = Importante, 4 = Muy Importante ,9=No Sabe / No Responde*) MOSTRAR TARJETA

Fijar precios basados en los precios de los competidores	1	2	3	4	9
Fijar precios basados en costos más un margén de ganancia	1	2	3	4	9

25. Ante cada uno de los siguientes eventos no previstos ¿modifica usted los precios de su principal producto?
25a. Si los modifica, ¿cúanto tiempo se demora en hacerlo?

Evento	Si se modifican	No se modifican	Menos de 1 mes	Entre 1 y 3 meses	Entre 3 y 6 meses	Entre 6 y 12 meses	Más de 12 meses
Un incremento significativo e inesperado de la tasa de cambio.	1	2	1	2	3	4	5
Un descenso significativo e inesperado de la tasa de cambio.	1	2	1	2	3	4	5
Un incremento significativo e inesperado en la demanda por su principal producto.	1	2	1	2	3	4	5
Un descenso significativo e inesperado en la demanda por su principal producto.	1	2	1	2	3	4	5
Un incremento significativo e inesperado en los costos de producción distintos a la tasa de cambio.	1	2	1	2	3	4	5
Un descenso significativo e inesperado en los costos de producción distintos a la tasa de cambio.	1	2	1	2	3	4	5

26. En la decisión de **aumentar** el precio de su principal producto, califique la importancia de cada uno de los siguientes factores: *(1 = No importante, 2 = Poco importante, 3 = Importante, 4 = Muy Importante*) MOSTRAR TARJETA

Factores					
1. Un cambio en los costos laborales	1	2	3	4	9
2. Un cambio en los costos financieros	1	2	3	4	9
3. Un cambio en los costos de las materias primas	1	2	3	4	9
4. Un cambio en los precios de la energía y el combustible	1	2	3	4	9
5. Un cambio en los precios de los competidores	1	2	3	4	9
6. Un cambio en los impuestos y otras cargas tributarias	1	2	3	4	9
7. Un cambio en la demanda por su producto	1	2	3	4	9
8. Un cambio en la tasa de cambio	1	2	3	4	9

27. En la decisión de **disminuir** el precio de su principal producto, califique la importancia de cada uno de los siguientes factores: (1 = No importante, 2 = Poco importante, 3 = Importante, 4 = Muy Importante) MOSTRAR TARJETA

Factores					
1. Un cambio en los costos laborales	1	2	3	4	9
2. Un cambio en los costos financieros	1	2	3	4	9
3. Un cambio en los costos de las materias primas	1	2	3	4	9
4. Un cambio en los precios de la energía y el combustible	1	2	3	4	9
5. Un cambio en los precios de los competidores	1	2	3	4	9
6. Un cambio en los impuestos y otras cargas tributarias	1	2	3	4	9
7. Un cambio en la demanda por su producto	1	2	3	4	9
8. Un cambio en el tipo de cambio	1	2	3	4	9

28. Califique la importancia de la siguiente información al momento de calcular el precio de su principal producto: *(1 = No importante, 2 = Poco importante, 3 = Importante, 4 = Muy Importante, 9= No Sabe / No Responde) MOSTRAR TARJETA*

- Información sobre el comportamiento **pasado** de variables tales como: demanda, costos, precio de los competidores…	1	2	3	4	9
- Información sobre el comportamiento **actual** de variables tales como: demanda, costos, precio de los competidores…	1	2	3	4	9
- Información sobre **pronósticos** de todas las variables relevantes en la maximización de sus ganancias.	1	2	3	4	9
- Inflación pasada	1	2	3	4	9
- Inflación actual	1	2	3	4	9
- Inflación esperada	1	2	3	4	9

29. Evalue la importancia de la meta de inflación fijada por el Banco de la República para las decisiones de precios que toma su empresa (*1 = No importante, 2 = Poco importante, 3 = Importante, 4 = Muy Importante*) MOSTRAR TARJETA — 1 2 3 4 9

30. Evalue la importancia de la fijación del salario mínimo legal por parte del gobierno para las decisiones de precios que toma su empresa (*1 = No importante, 2 = Poco importante, 3 = Importante, 4 = Muy Importante*) MOSTRAR TARJETA — 1 2 3 4 9

31. Si existen razones para cambiar los precios de su principal producto, ¿qué importancia tiene cada uno de los siguientes factores para **NO** hacerlo? (1 = No importante, 2 = Poco importante, 3 = Importante, 4 = Muy Importante) MOSTRAR TARJETA

	No importante	Poco importante	Importante	Muy importante	No sabe
* La existencia de contratos escritos especificando que los precios sólo pueden ser cambiados cuando el contrato sea renegociado.	1	2	3	4	9
* A pesar de la ausencia de un contrato escrito, existe un acuerdo implícito con sus clientes, según el cual ellos esperan que no aumenten los precios cuando las condiciones económicas así lo ameriten.	1	2	3	4	9
* La existencia de unos costos asociados con los cambios en los precios. Por ejemplo, la impresión de nuevas listas de precios, los costos de anunciar los cambios, etc.	1	2	3	4	9
* El riesgo de que los competidores no cambien los precios, es decir, la empresa no quiere ser la primera en cambiar los precios.	1	2	3	4	9
* La frecuencia de la información usada para revisar (y finalmente cambiar) los precios de su principal producto es irregular. Por lo tanto, los precios responden lentamente a nuevas condiciones	1	2	3	4	9
* La situación que generaría el cambio de precio es considerada como transitoria	1	2	3	4	9
* Las caracteristicas del producto podrían ser modificadas o alteradas	1	2	3	4	9
* Los costos laborales y de materias primas empleados en la producción de su principal producto no cambiaron	1	2	3	4	9
* Existen umbrales de precios que pueden ser más atractivos para los clientes. Por ejemplo se puede pensar que su producto se vende más fácil a $4.999 que a $5.000.	1	2	3	4	9

32. ¿Las respuestas entregadas por usted respecto a su producto principal representan de igual manera sus otros productos?

Si 1 No 2 No Aplica. La compañía tiene un solo producto 8

Anexo 4

Tratamiento de valores faltantes por no respuesta

Como lo señalan Lohr (1999), Durrant (2005), SAS/STAT 9.1 *User´s Guide* (Proc MI) y Särndal *et al.* (2005) la existencia de valores faltantes o no respuesta en preguntas de una encuesta potencialmente conduce a un sesgo en las estimaciones de las características de la población. Existen diferentes métodos que imputan valores plausibles a los datos faltantes para producir un conjunto completo de información. Así, la razón principal de un método de imputación es reducir el sesgo de no respuesta el cual ocurre debido a que la distribución de los valores faltantes, que se supone conocida, en general difiere de la distribución de las respuestas observadas.

El método utilizado en este trabajo pertenece a la categoría de métodos de imputación múltiple. La idea básica de estos métodos se centra en la asignación aleatoria de diferentes valores a la respuesta faltante lo cual permite incorporar incertidumbre sobre el verdadero valor no observado.

En la práctica, uno de los métodos más utilizado en el contexto de imputación múltiple es el enfoque paramétrico bayesiano de Markov Chain Monte Carlo (MCMC),[13] el cual supone una distribución normal multivariada en el conjunto de variables con información faltante, (Schafer, 1997).

En aquellos casos donde no fue posible obtener imputación a partir de la aplicación del MCMC, se utilizó el método de media no condicional que pertenece a los métodos deductivos de imputación determinística simple (ver Durrant (2005)). Este método asigna al valor faltante el promedio simple de los valores observados de su estrato.

Anexo 5

Cálculo de la media y la varianza estratificada ponderada

Con el propósito de alcanzar una mejor representatividad de la medida de tendencia central por estrato, la media estratificada muestral, anexo 1, se ajusta ponderando cada una de las empresas por su importancia dentro del estrato. En este trabajo se utiliza como medida de importancia a los ingresos operacionales de las empresas, declarados ante la Superintendencia de Sociedades y la Superintendencia Financiera en el año 2005.

En general, el cálculo de la media estratificada ponderada se basa en el desarrollo teórico de la estimación de una razón de variables aleatorias por estrato y de su promedio ponderado (ver Hansen *et al.*, 1953a y Hansen *et al.* 1953b). Así, la media estratificada ponderada por una medida de importancia de la empresa se define como:

$$\widehat{\bar{y}}_{est} = \frac{\sum_{h=1}^{L} N_h \sum_{i=1}^{n_h} \frac{y_i x_i}{n_h}}{\sum_{h=1}^{L} N_h \sum_{i=1}^{n_h} \frac{x_i}{n_h}} = \frac{\sum_{h=1}^{L} N_h \sum_{i=1}^{n_h} \frac{y_i'}{n_h}}{\sum_{h=1}^{L} N_h \sum_{i=1}^{n_h} \frac{x_i}{n_h}}.$$

En nuestro caso, y_i es la respuesta a una pregunta particular de la i-ésima empresa en el h-ésimo estrato y x_i es el valor de los ingresos operacionales

[13] El ejercicio de imputación (MCMC) se realizó mediante el Procedimiento MI de SAS V. 9.1.

netos de la correspondiente empresa. Adicionalmente, puede definirse la varianza de dicho estimador como sigue:

$$VAR\left(\hat{\bar{y}}\right)=\frac{1}{\left(\sum_{h=1}^{L}N_h\sum_{i=1}^{n_h}\frac{x_i}{n_h}\right)^2}\left[\sum_{h=1}^{L}\left\{N_h\left(\frac{N_h}{n_h}-1\right)\right\}\left(S^2_{y'_{(h)}}+\hat{C}^2S^2_{x(h)}-2\hat{C}S_{y'x(h)}\right)\right]$$

$$=\frac{1}{\left(\sum_{h=1}^{L}N_h\sum_{i=1}^{n_h}\frac{x_i}{n_h}\right)^2}\left[\sum_{h=1}^{L}\left\{N_h\left(\frac{N_h}{n_h}-1\right)\right\}\left(S^2_{y'_{(h)}}+\left(\frac{\sum_{i=1}^{n_h}\frac{N_h}{n_h}y_ix_i}{\sum_{h=1}^{L}N_h\sum_{i=1}^{n_h}\frac{x_i}{n_h}}\right)^2S^2_{x(h)}-2\left(\frac{\sum_{i=1}^{n_h}\frac{N_h}{n_h}y_ix_i}{\sum_{h=1}^{L}N_h\sum_{i=1}^{n_h}\frac{x_i}{n_h}}\right)S_{y'x(h)}\right)\right]$$

$$=\frac{1}{\left(\sum_{h=1}^{L}N_h\sum_{i=1}^{n_h}\frac{x_i}{n_h}\right)^2}\left[\sum_{h=1}^{L}\left\{N_h\left(\frac{N_h}{n_h}-1\right)\right\}\left\{\frac{\sum_{i=1}^{n_h}\left(y'_i-\frac{\sum_{i=1}^{n_h}y'_i}{n_h}\right)^2}{n_h-1}\right\}+\left(\frac{\sum_{i=1}^{n_h}\frac{N_h}{n_h}y_ix_i}{\sum_{h=1}^{L}N_h\sum_{i=1}^{n_h}\frac{x_i}{n_h}}\right)^2\left\{\frac{\sum_{i=1}^{n_h}\left(x_i-\frac{\sum_{i=1}^{n_h}x_i}{n_h}\right)^2}{n_h-1}\right\}-\right.$$

$$\left.-2\left(\frac{\sum_{i=1}^{n_h}\frac{N_h}{n_h}y_ix_i}{\sum_{h=1}^{L}N_h\sum_{i=1}^{n_h}\frac{x_i}{n_h}}\right)\left\{\frac{\sum_{i=1}^{n_h}\left(y'_i-\frac{\sum_{i=1}^{n_h}y'_i}{n_h}\right)\left(x_i-\frac{\sum_{i=1}^{n_h}x_i}{n_h}\right)}{n_h-1}\right\}\right)\Bigg].$$

De otro lado, considerando el ponderador de importancia de la empresa dentro del estrato, se define la proporción estratificada ponderada como:

$$\hat{p}=\frac{\sum_{h=1}^{L}\sum_{i=1}^{n_h}\frac{N_h}{n_h}a_{hi}x_i}{\sum_{h=1}^{L}\sum_{i=1}^{n_h}\frac{N_h}{n_h}x_i},$$

donde a_{hi} toma el valor de uno si la empresa elige una alternativa específica y cero en caso contrario.

Referencias

Akerlof, George A., y Janet L. Yellen, (1985). "A Near-rational Model of Business Cycle with Price and Wage Inertia", *Quarterly Journal of Economics*, vol. 100, núm. 5, pp. 823-838.

Álvarez, Luis, e Ignacio Hernando (2005), *The Price-Setting Behavior of Spanish Firms: Evidence from Survey Data*, European Central Bank (Working Papers Series, núm. 538).

Amirault, David, Carolyn Kwan, y Gordon Wilkinson (2006), *Survey of Price-setting Behavior of Canadian Companies*, Bank of Canada (Working Paper, núm. 2006-35).

Apel, Mikael, Richard Friberg, y Kerstin Hallsten (2001), *Micro Foundations of Macroeconomic Price Adjustments: Survey Evidence from Swedish Firms*, Sveriges Riksbank (Working Paper Series, núm. 128).

Arango, Luis E., Jalil Munir Fernando Arias, y Luz A. Flórez (2007), *Cronología de los ciclos de negocios recientes en Colombia*, Banco de la República (Borradores de economía, núm. 461).

Arosemena, Angélica (2001), *Fallas de coordinación y rigideces nominales de precios en Colombia*, tesis de grado para optar por el título de economista, Pontificia Universidad Javeriana, Bogotá, Colombia.

Asplund, Marcus, Rickard Eriksson, y Richard Friberg (2000), "Price Adjustments by a Gasoline Retail Chain", *Scandinavian Journal of Economics*, vol. 102, núm. 1, pp. 101-121.

Aucremanne, Luc, y Martine Druant (2005), *Price-Setting Behavior in Belgium: What can be Learned from an* ad hoc *Survey?*, European Central Bank (Working Paper Series, núm. 448).

Baharad, Eyal, y Benjamin Eden (2004), "Price Rigidity and Price Dispersion: Evidence from Micro Data", *Review of Economic Dynamics*, vol. 7, núm. 3, pp. 613-641.

Ball, Laurence, y David Romer (1991), "Sticky Prices as Coordination Failure", *American Economic Review*, vol. 81, núm. 3, pp. 539-552.

Banco de la República (2009), *Informe sobre inflación*, Banco de la República, Bogotá, junio.

Barro, Robert J. (1972), "A Theory of Monopolistic Price Adjustmet", *Review of Economic Studies*, vol. 39, núm. 1, pp. 17-26.

Bils, Mark J., y Peter J. Klenow (2004), "Some Evidence on the Importance of Sticky Prices", *Journal of Political Economy*, vol. 112, núm. 5, pp. 947-985.

Blanchard, Oliver J. (1983), "Price Asynchronization and Price Level Inertia", en R. Dornbusch y M. Simonsen (eds.), *Inflation, Debt, and Indexation,* MIT Press, Cambridge, pp. 3-24.

Blinder, Alan S. (1991), "Why are prices sticky? Preliminary results from an interview study", *American Economic Review*, vol. 81, núm. 2, pp. 89-96.

Blinder, Alan S. (1994), "On sticky prices: academic theories meet the real world", en N. Gregory Mankiw (ed.), *Monetary Policy*, University of Chicago Press, pp. 117-154.

Blinder, Alan S., Elie R. D. Canetti, David F. Lebow, y Jeremy B. Rudd (1998), *Asking About Prices: A New Approach to Understanding Price Stickiness,* Russell Sage Foundation Publications, New York.

Calvo, Guillermo (1983), "Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework", *Journal of Monetary Economics*, vol. 12, núm. 3, pp. 383-398.

Carlton, Dennis W. (1986), "The Rigidity of Prices", *American Economic Review*, vol. 76, núm. 4, pp. 637-658.

Castañón, Vicente, José A. Murillo, y Javier Salas (2008), "Formación de precios en la industria manufacturera de México. Resultados de una encuesta", *El Trimestre Económico*, núm. 297, enero-marzo, pp. 143-181.

Cecchetti, Sthepen G. (1986), "The Frequency of Price Adjustment: A Study of the Newsstand Prices of Magazines", *Journal of Econometrics*, vol. 31, núm. 3, pp. 255-274.

Clower, R. (1965), "The Keynesian Counterrevolution: A Theoretical Appraisal", en F. Hahn y F. Brechling (eds.), *The Theory of Interest Rates*, Macmillan, London.

Cochran, William G. (1977), *Sampling Techniques*, third edition, John Wiley & Sons (Wiley Series in Probability and Mathematical Statistics-Applied).

Copaciu, Mihai, Florian Neagu, y Horia Braun-Erdei (2007), *Survey Evidence on Price Setting Patterns of Rumanian Firms,* texto mimeografiado, Center for Economic Research and Graduate Education and the Economics Institute (CERGE-EI), Prague.

Dhyne, Emmanuel, Luis J. Álvarez, Hervé Le Bihan, Giovanni Veronese, Daniel Dias, Johannes Hoffmann, Nicole Jonker, Patrick Lünnemann, Fabio Rumler y Jouko Vilmunen (2005), *Price Setting in the Euro Area: Some Stylized Facts from Individual Consumer Price Data,* European Central Bank (Working Paper Series, núm. 524).

Durrant, Gabriele B. (2005), *Imputation Methods for Handling Item-Nonresponse in the Social Sciences: A Methodological Review,* ESRC National Centre for Research Methods and Southampton Statistical Sciences Research Institute, University of Southampton (Working Paper Series, núm. 2007).

Fabiani, Silvia, Angela Gattulli, y Roberto Sabbatini (2004), *The Pricing Behavior of Italian Firms: New Survey Evidence on Price Stickiness,* European Central Bank (Working Paper Series, núm. 333).

Fabiani, Silvia, Martine Druant, Ignacio Hernando, Claudia Kwapil, Bettina Landau, Claire Loupias, Fernando Martins, Thomas Y. Mathä, Roberto Sabbatini, Harald Stahl, y Ad C. J. Stockman (2005), *The Pricing Behavior of Firms in the Euro Area: New Survey Evidence*, European Central Bank (Working Paper Series, núm. 535).

Fischer, Stanley (1977), "Long-Term Contracts, Rational Expectations, and the Optimal Money Supply Rule", *Journal of Political Economy*, vol. 85, num. 1, pp. 191-205.

Friedman, Milton, y Anna J. Schwartz (1963), *A Monetary History of the United States, 1867-1960*, Princeton University Press.

Geroski, Paul A. (1992), "Price Dynamics in UK Manufacturing: A Microeconomic View", *Economica*, vol. 59, num. 236, pp. 403-419.

Gordon, Robert J. (1981), "Output Fluctuations and Gradual Price Adjustment", *Journal of Economic Literature*, vol. 19, núm 2, pp. 493-530

Hall, Simon, Mark Walsh, y Anthony Yates (1997), *How do UK Companies set prices?*, Bank of England (Working Papers, núm. 67).

Hall, Simon, Mark Walsh, y Anthony Yates (2000), "Are UK Companies' Prices Sticky?", *Oxford Economic Papers*, vol. 52, núm. 3, pp. 425-446.

Hansen, Morris H., William N. Hurwitz, y William G. Madow (1953a), *Sample Survey Methods and Theory,* third edition, vol. 1, Wiley Publication in Statistics.

Hansen, Morris H., William N. Hurwitz, y William G. Madow (1953b), *Sample Survey Methods and Theory*, tercera edición, vol. 2, Wiley Publication in Statistics.

Hoeberichts, Marco y Ad C. J. Stockman (2006), *Pricing Behavior in the Netherlands: Results from a Survey*, European Central Bank (Working Paper Series, núm. 607).

Julio, Juan M., y Héctor M. Zárate (2008), "The Price Setting Behavior in Colombia: Evidence from PPI Micro Data", *Ensayos sobre Política Económica* (Banco de la República), vol. 26, núm. 56, junio, pp. 12-46.

Kashyap, Anil K. (1995), "Sticky Prices: New Evidence from Retail Catalogs", *Quarterly Journal of Economics*, vol. 110, núm. 1, pp. 245-274.

Klenow, Peter J., y Oleksiy Kryvtsov (2005), "State-Dependent or Time-Dependent Pricing: Does It Matter for Recent U.S. Inflation?", *Quarterly Journal of Economics*, vol. 123, núm. 3, pp. 863-904.

Kwapil, Claudia, Josef Baumgartner, y Johann Scharler (2005), *The Price-Setting Behavior of Austrian Firms: Some Survey Evidence*, European Central Bank (Working Paper Series, núm. 464).

Leijonhufvud, Axel (1968), *On Keynesian Economics and the Economics of Keynes,* Oxford University Press, New York.

Levy, Daniel, Mark Bergen, Shantanu Dutta y Robert Venable (1997), "The Magnitude of Menu Costs: Direct Evidence from a Large U.S. Supermarket Chain", *Quarterly Journal of Economics,* vol. 112, agosto, pp. 791-825.

Lohr, Sharon L. (1999), *Sampling: Design and Analysis*, Duxbury Press.

López, Enrique (2008), *Algunos Hechos Estilizados sobre el Comportamiento de los Precios Regulados en Colombia*, Banco de la República (Borradores de Economía, núm. 527).

Loupias, Claire, y Roland Ricart (2004), *Price Setting in France: New Evidence from Survey Data*, European Central Bank (Working Paper Series, núm. 423).

Lünnemann, Patrick, y Thomas Y. Mathä (2006), *New Survey Evidence on the Pricing Behavior of Luxemburg Firms*, European Central Bank (Working Paper Series, num. 616).

Maćkowiack, Brtosz, y Frank R. Smets (2008), *On Implications of Micro Price Data for Macro Models*, European Central Bank (Working Paper Series, núm. 960).

Mankiw, Gregory (1985), "Small Menu Costs and Large Business Cycles: A Macroeconomic Model of Monopoly", *Quarterly Journal of Economics*, vol. 100, núm. 2, pp. 529-537.

Martínez, Ciro (2002), *Estadística y muestreo*, décima primera edición, Quebecor World, Bogotá, S. A.

Martins, Fernando (2005), *The Price Setting Behavior of Portuguese Firms: Evidence from Survey Data*, European Central Bank (Working Paper Series, núm. 562).

Nakagawa, Shinobu, Ryota Hattori, e Izumi Takagawa (2000), *Price-Setting Behavior of Japanese Companies,* Research and Statistics Department, Bank of Japan.

Okun, Arthur M. (1981), *Prices and Quantities: A Macroeconomic Analysis*, The Brookings Institution Press, Washington D. C.

Phelps, Edmund S., y John B. Taylor (1977), "Stabilizing Powers of Monetary Policy under Rational Expectations", *Journal of Political Economy*, vol. 85, núm. 1, pp. 163-190.

Rotemberg, Julio J. (2005), "Customer Anger at Price Increases, Changes in the Frequency of Price Adjustment and Monetary Policy", *Journal of Monetary Economics*, vol. 52, núm. 4, pp. 829-852.

Sahinoz, Saygin, y Bedriye Saracoglu (2008), *Price Setting Behavior in Turkish Industries: Evidence from Survey Data*, Turkish Economic Association (Working Paper Series, núm. 2008/3).

Särndal, Carl-Erik, y Sixten Lundström (2005), *Estimation in Surveys with Nonresponse*, Wiley & Sons, Ltda. (Wiley Series in Survey Methodology).

SAS Institute Inc (2005), *SAS/STAT User´s Guide*, versión 9.1.

Sheshinski, Eytan, e Yoram Weiss (1977), "Inflation and Costs of Price Adjustment", *Review of Economic Studies*, vol. 44, núm. 2, pp. 287-303.

Stahl, Harald (2005), *Price Setting in German Manufacturing: New Evidence from New Survey Data*, European Central Bank (Working Paper Series, núm. 561).

Taylor, John B. (1979), "Estimation and Control of a Macroeconomic Model with Rational Expectations", *Econometrica*, vol. 47, num. 5, pp. 1267-1286.

Taylor, John B. (1980), "Aggregate Dynamics and Staggered Contracts", *Journal of Political Economy*, vol. 88, núm. 1, pp. 1-23.

Tirole, Jean (1985), *Concurrence Imparfaite*, Economica, Economie et Statistiques Avancées, París (serie Ecole nationale de la statistique et de l'administration Economique et du Centre d'études des programmes économiques, núm. 17).

Comportamiento de los precios al consumidor en México bajo un esquema de objetivos de inflación: un enfoque usando microdatos

Carla Ysusi*

1. INTRODUCCIÓN

En este documento se realiza un análisis estadístico del índice nacional de precios al consumidor (INPC) usando microdatos para investigar el proceso de determinación de precios en distintos sectores de la economía mexicana y para caracterizar sus rigideces. El conjunto de microdatos comprende desde julio de 2002 hasta diciembre de 2009, y abarca una parte del periodo en el que el Banco de México ha trabajado bajo un régimen de objetivos de inflación y cuando la inflación ha sido históricamente baja. Es importante tener un mejor conocimiento sobre la determinación de precios con el fin de entender mejor los efectos de corto plazo de la política monetaria. Una respuesta adecuada a los choques dependerá del entendimiento de la dinámica de los precios, los niveles de rigideces y las diferencias entre los sectores. El estudio de las rigideces nominales, cuando los precios no cambian instantáneamente después de un choque, sino que quedan constantes por un tiempo, es esencial para entender las implicaciones de la política monetaria en el corto plazo. En este sentido, es importante saber en que medida existen rigideces de precios en el INPC.

* C. Ysusi, funcionaria de la Dirección General de Investigación Económica, del Banco de México. Las opiniones en el presente documento corresponden a la autora y no reflejan necesariamente las del Banco de México. La autora agradece mucho a Carlos Capistrán, Josué Cortés, José Antonio Murillo y Eduardo Torres Torija por sus valiosos comentarios. Jesús Castañeda proporcionó excelente ayuda en la investigación. Correo electrónico: ⟨carlamym@yahoo.com⟩.

La identificación de las rigideces que dominan el proceso de determinación de los precios también podría ser el punto de partida para un análisis microeconómico que estudie los incentivos que causan estas rigideces en distintos sectores. Los resultados presentados en este documento pueden indicar sectores rígidos y la necesidad de investigar más para entender la fuente de estas rigideces en los precios.

Además, el resultado puede ser útil para validar modelos macroeconómicos basados en supuestos sobre las rigideces de precios. Existen estudios que documentan que los formadores de los precios siguen estrategias que dependen del tiempo donde las frecuencias de los cambios de precios son exógenas (Taylor, 1980; Calvo, 1983), estrategias dependientes del estado donde tales frecuencias son endógenas (Dotsey, King y Wolman, 1999; Caplin y Spulber, 1987) o combinaciones de ambas, sugiriendo la coexistencia de empresas que utilizan diferentes estrategias de determinación de precios (Dotsey *et al.*, 1999). En los modelos que dependen del tiempo, los choques monetarios típicamente tienen efectos de mayor duración en el producto real que en los modelos dependientes del estado; por lo tanto, es importante distinguir empíricamente entre estos modelos.

En algunos países, se han realizado importantes estudios, considerando los aspectos previos, ver por ejemplo, Bils y Klenow (2004), Klenow y Kryvtsov (2008), y Nakamura y Steinsson (2008) para el caso de Estados Unidos. En la red de persistencia de inflación (Inflation Persistence Network), Aucremanne y Dhyne (2004) realizaron un estudio para Bélgica; Hoffmann y Kurz-Kim (2005) para Alemania; Álvarez y Hernando (2004) para España; Baudry *et al.* (2004) para Francia; Veronese *et al.* (2005) para Italia; Jonker *et al.* (2004) para los Países Bajos; Baumgartner *et al.* (2005) para Austria; Dias *et al.* (2004) para Portugal; Lünnemann y Mathä (2005) y Vilmunen y Laakkonen (2005) para Finlandia; y Dhyne *et al.* (2005) resumen los resultados para la investigación conjunta del Banco Central Europeo. Una revisión de la literatura que estudia los microdatos de precios se realizó en Mackowiak y Smets (2008) y Klenow y Malin (2010).

Para América Latina, la evidencia empírica, hasta hace poco, ha sido particularmente escasa. Para proporcionar más estudios sobre América Latina, se ha organizado un proyecto, conjunto con otros bancos centrales latinoamericanos, del cual el presente documento forma parte. Sin embargo, nótese que para México ya se dispone de dos estudios sobre los procesos de formación de precios: Castañón *et al.* (2008) y Gagnon (2009). El primer artículo se basa en datos de encuestas a empresas y el segundo en microdatos de precios (aunque, como se explica más adelante, el conjunto

de microdatos termina en 2002). Se compararán los resultados de estos dos documentos con los resultados del presente estudio al final de este artículo.

En el presente documento, se intentará cuantificar el grado de rigideces nominales de los precios al consumidor en la economía mexicana a nivel de sectores. Eso realizó Gagnon (2009) previamente con datos de 1994 a 2002 (extendiendo los datos hasta 2004 pero sin conectar las series). Sin embargo, la mayoría de su muestra cubre la época de alta inflación y el periodo de desinflación. En 2003, el Banco de México estableció su objetivo de inflación anual de 3 %,[1] por lo tanto, la muestra de Gagnon (2009) incorpora solamente algunos meses de este régimen. El presente documento se enfocará en estudiar un periodo de baja inflación dentro de un esquema de objetivos de inflación, con una muestra que inicia en 2002 y termina en 2009.

En general, los resultados muestran que en México existe una considerable heterogeneidad en el comportamiento de determinación de precios entre distintos sectores (los precios de frutas y verduras cambian, en promedio, más de una vez al mes, mientras que los precios de las viviendas quedan sin cambios durante mínimo 12 meses, en promedio) y a través del tiempo. Se encontró evidencia de que, ante fuertes choques que afectan la inflación, el porcentaje de empresas que cambian precios y el nivel de inflación presentan movimientos en paralelo, es decir, la frecuencia de los cambios de precios cambia fuertemente con la inflación ante estas circunstancias.

En el presente documento, se describe primero el índice nacional de precios al consumidor de México y el conjunto de microdatos utilizado (sección 2). En la sección 3 se presentan algunas definiciones y en la sección 4 siguen los resultados principales sobre las frecuencias, las duraciones implícitas y las magnitudes. También en la sección 4, se realizará una comparación entre los resultados del presente estudio y los estudios previos para México. Las conclusiones finales y el posible trabajo futuro se presentan en la sección 5. En el anexo, se muestran los mismos indicadores estadísticos para algunos productos utilizando un conjunto de datos alternativo (los precios recopilados en lugar de los precios promedio mensuales).

[1] En 2003, el Banco de México estableció completamente su objetivo de inflación anual de 3%, aunque ya lo anunció desde 2002 (ver Banco de México, 2002). Sin embargo, algunas características de este régimen se introdujeron a partir de 1999, resultando en un periodo de desinflación. Véase Ramos-Francia y Torres (2005) para una discusión extensa sobre las medidas aplicadas.

2. ÍNDICE NACIONAL DE PRECIOS AL CONSUMIDOR

El índice nacional de precios al consumidor (INPC), de México, es un indicador económico que mide a través del tiempo la variación de los precios de una canasta de bienes y servicios representativa del consumo de los hogares en México. Para su elaboración se recopilan continuamente los precios de genéricos específicos que forman 315 categorías de productos de bienes y servicios homogéneos. Cada mes se registran alrededor de 235,000 precios de estos genéricos específicos para calcular las variaciones de los precios de las categorías (ver Banco de México, 2010). Cada categoría tiene una ponderación distinta dentro del INPC. Las categorías y sus ponderaciones dentro del INPC se determinan con base en la Encuesta Nacional de Ingreso y Gasto de los Hogares (ENIGH) que levanta el Instituto Nacional de Estadística y Geografía, INEGI. Dicha encuesta toma en cuenta los ingresos de los hogares y cómo estos distribuyen su gasto. La última actualización de la base del INPC se hizo en la segunda quincena de junio de 2002. La representatividad geográfica del índice está asegurada, ya que se incluyen 46 localidades de la República de todos los estados. Para mayor información sobre la construcción de este índice, ver Banco de México (2002a).

La inflación general se calcula utilizando las variaciones de precios de las 315 categorías de los productos. Dado que no todos los precios muestran el mismo patrón de comportamiento, es conveniente agrupar los diferentes genéricos en subíndices para facilitar el análisis. En el presente documento, se realizará el análisis a nivel de subíndices. Las mercancías se pueden dividir en dos grupos, alimentos y el resto de las mercancías; los servicios en tres grupos, vivienda, educación y el resto de los servicios; productos agropecuarios en dos grupos, frutas y verduras y productos pecuarios (incluyendo ganadero y huevos); y por último, productos administrados (incluyendo petróleo, electricidad y gas) y productos y servicios concertados (incluyendo, por ejemplo, transporte público, tarifas de estacionamiento, licencia de manejo, etc.). Los productos incluidos en cada grupo utilizados en este estudio se muestran en los cuadros 6 a 14.

2.1 Los microdatos

En este documento, se estudiarán los nueve grupos del INPC descritos anteriormente. El periodo a estudiar va de julio de 2002 a diciembre de

2009. La primera observación de esta base de datos corresponde a la primera observación de la canasta más reciente.

El conjunto utilizado en este estudio consiste en las cotizaciones que corresponden al promedio mensual de los precios recopilados de cada genérico, publicados cada mes en el *Diario Oficial de la Federación*. Cada cotización corresponde a una localidad, punto de venta y producto específico y se puede identificar por un código. En total, se disponen de más de cien mil trayectorias de precios[2] que consisten en más de seis millones de cotizaciones y que forman las 315 categorías de los productos (ver cuadro 1).

CUADRO 1. CATEGORÍAS, TRAYECTORIAS Y COTIZACIONES DE LA BASE DE DATOS COMPLETA

	Todos los productos	*Excluyendo 38 categorías*
Total		
Categorías	315	277
Ponderación	100%	79.94%
Trayectoria	102,615	75,496
Cotizaciones	6,510,431	5,192,170
Cotización media mensual	73,151	58,339
Cotización mínima mensual	57,568 (ago. 2002)	-
Cotización máxima mensual	85,837 (oct. 2008)	-
Productos no concertados		
Categorías	295	257
Ponderación	82.83%	62.78%
Trayectoria	97,592	70,473
Cotizaciones	6,118,069	4,855,792
Productos concertados		
Categorías	20	20
Ponderación	17.16%	17.16%
Trayectoria	5,024	5,024
Cotizaciones	391,854	336,378

La base de datos del presente estudio tiene algunas características, las cuales se tienen que especificar antes de presentar los resultados. Los resultados dependerán en gran medida de ellas, por lo tanto, se tienen que analizar cuidadosamente.

La característica principal es que los precios individuales no están publicados; el *Diario Oficial de la Federación* solamente publica el promedio

[2] Banco de México recopila los precios de alrededor de 85,000 distintos productos y servicios a la vez; en el presente documento se disponen de alrededor de cien mil trayectorias de precios debido a sustituciones.

mensual de estos precios. Para algunos genéricos (los más volátiles, como los productos agropecuarios) se recopilan hasta cuatro precios cada mes, pero solamente su promedio está disponible.[3] Los resultados cuantitativos posiblemente están sesgados debido a este método de promedios, sin embargo, se puede llegar a conclusiones cualitativas.[4]

En este conjunto de datos no se pueden identificar las ventas. Los descuentos se consideran cuando se registran los precios (excepto de descuentos condicionados), pero no están marcados en el *Diario Oficial de la Federación*. Como documentaron Bils y Klenow (2004), Nakamura y Steinsson (2008) y Mackowiak y Smets (2008), un número importante de los cambios de precios son descuentos temporales. Sin embargo, se ha argumentado que las ventas y las sustituciones pueden tener un contenido macroeconómico y que ambas pueden estar muy relacionadas con la inflación. Por lo tanto, el conjunto de datos utilizado incluirá las ventas y sustituciones de productos.

Otro factor a considerar es que no todas las cotizaciones corresponden a genéricos individuales, algunas cotizaciones son un promedio de una muestra pequeña de productos similares (por ejemplo: tres diferentes tipos de pantalones forman una muestra de una de las cotizaciones de los pantalones). En la presente base de datos se excluyen todos los productos compuestos de una muestra pequeña de genéricos (esta características se observa principalmente para prendas de vestir).[5] Las cotizaciones de vivienda propia, hoteles, seguro de coche, oro y plata (en la categoría de joyería), servicios de telefonía, educación, electricidad y cuotas de autopista se calculan por medio de subsistemas calculados con precios observados. Este tipo de productos también se excluirá del conjunto de datos, excepto de los productos que tienen precios concertados (ya que los productos concertados se estudiarán por separado). Adicionalmente, algunos precios de genéricos se recopilan de cada fuente alrededor de cada seis meses, por ejemplo, la renta de viviendas. Estas trayectorias también se excluyen.

[3] Gagnon (2009) utiliza un filtro para suavizar dichos promedios. Sin embargo, se pueden utilizar distintos filtros y cada uno dará resultados diferentes; por lo tanto, en el presente análisis se trabaja con datos no filtrados.

[4] En el anexo se presentan resultados para algunos productos cuando se utilizan todos los precios recopilados y no solamente sus promedios publicados.

[5] En la actualidad, las prendas de vestir ya no están compuestas de una muestra pequeña de genéricos, sino de precios de artículos individuales. Sin embargo, dado que eso no fue el caso a principios de la muestra utilizada, se excluyen las prendas de vestir.

Finalmente, como en todas las bases de datos, pueden existir valores atípicos, es decir, precios que parecen altamente improbables. Dado que se usan precios del *Diario Oficial de la Federación*, eso puede ser importante ya que no se pueden descartar errores tipográficos. Se excluyen los mayores aumentos y disminuciones, manteniendo el 99.9% de la base de datos.

La segunda columna del cuadro 1 muestra las características de la base de datos, considerando los factores previos. Se excluirán 38 categorías de productos, obteniendo una base de datos con 277 categorías de productos, 75,496 trayectorias y más que cinco millones de cotizaciones, que representan el 79.94% del INPC.

2.2 Productos no concertados y concertados

Los precios de algunos de los productos de la muestra están concertados. Estos productos forman el grupo de productos y servicios administrados y concertados. Dado que las frecuencias y magnitudes de los cambios de estos precios no se determinan por el mercado, pueden presentar una dinámica muy distinta en comparación con los otros productos y pueden introducir un sesgo en los resultados del presente estudio. Por lo tanto, los grupos de los productos concertados y no concertados se estudiarán por separado.

El cuadro 2 muestra esta división y el número de categorías y ponderaciones de cada uno de estos grupos. Después de ajustar los datos por las ponderaciones de las categorías excluidas, los productos concertados representan alrededor del 21% del INPC.

3. ALGUNAS DEFINICIONES

De acuerdo con las investigaciones de otros países sobre este tema, en el presente documento se seguirá la notación y descomposición de Klenow y Kryvstov (2008). Los cambios de precios mensuales se desglosan en dos componentes, la fracción de genéricos que representan un cambio de precios en este mes (ajustes de margen extensivo) y el promedio ponderado de la magnitud del cambio (ajustes de margen intensivo). Por lo tanto, si p_{it} es el log-precio de i-ésimo genérico en el tiempo t, la función indicador de un cambio de precios es

$$I_{it} = \begin{cases} 0 & \text{si} \quad p_{it} = p_{it-1} \\ 1 & \text{si} \quad p_{it} \neq p_{it-1} \end{cases}$$

CUADRO 2. CATEGORÍAS Y PONDERACIONES DE LOS GRUPOS CONCERTADOS Y NO CONCERTADOS

	Todos los productos	*Excluyendo 38 productos*
Productos no concertados		
Categorías	295	257
Ponderación	82.83%	78.53%
Alimentos		
Categorías	67	67
Ponderación	14.67%	18.35%
Resto de mercancías		
Categorías	124	90
Ponderación	22.35%	21.68%
Vivienda		
Categorías	6	4
Ponderación	17.86%	4.22%
Educación		
Categorías	8	8
Ponderación	5.2%	6.50%
Resto de servicios		
Categorías	35	35
Ponderación	14.68%	17.69%
Frutas y verduras		
Categorías	34	34
Ponderación	3.27%	4.09%
Agropecuarios		
Categorías	21	21
Ponderación	4.8%	6.00%
Productos concertados		
Categorías	20	20
Ponderación	17.16%	21.47%
Administrados		
Categorías	4	4
Ponderación	7.77%	9.72%
Concertados		
Categorías	16	16
Ponderación	9.39%	11.75%

Entonces, si la ponderación de un producto, dividida por el número de genéricos de esta categoría del producto que registró un cambio de precio, es w_i, entonces la frecuencia o la fracción ponderada de productos que presentan un cambio de precio en el tiempo t es:

$$fr_t = \sum_i w_{it} I_{it}$$

y la magnitud promedio del cambio de precio en el tiempo t es:

$$dp_t = \frac{\sum_{it} w_i I_{it}(p_{it} - p_{it-1})}{\sum_i w_{it} I_{it}}.$$

Por lo tanto, la inflación (medida como la diferencia entre los log-precios) en el tiempo t se puede expresar como:

$$\pi_t = fr_t * dp_t.$$

Se puede realizar una descomposición equivalente, al separar los cambios de precios positivos de los cambios de precios negativos. Entonces, las funciones indicador para los incrementos de precios y disminuciones de precios en el tiempo t son, respectivamente:

$$I_{it}(+) = \begin{cases} 1 & \text{si} \quad p_{it} > p_{it-1} \\ 0 & \text{si} \quad p_{it} = p_{it-1} \end{cases} \qquad I_{it}(-) = \begin{cases} 1 & \text{si} \quad p_{it} < p_{it-1} \\ 0 & \text{si} \quad p_{it} = p_{it-1} \end{cases},$$

las frecuencias de los incrementos y disminuciones de precios en el tiempo t son:

$$fr_t(+) = \sum_i w_{it} I_{it}(+) \qquad fr_t(-) = \sum_i w_{it} I_{it}(-),$$

y finalmente, las magnitudes promedio de aumentos y disminuciones en precios en el tiempo t son:

$$dp_t(+) = \frac{\sum_i w_i I_{it}(+)(p_{it} - p_{it-1})}{\sum_i w_{it} I_{it}(+)} \qquad dp_t(-) = \frac{\sum_i w_i I_{it}(-)(p_{it} - p_{it-1})}{\sum_i w_{it} I_{it}(-)}.$$

Entonces, la inflación se puede expresar como función de las frecuencias y las magnitudes de los incrementos y disminuciones de precios:

$$\pi_t = fr_t(+) * dp_t(+) + fr_t(-) * dp_t(-).$$

También se puede computar la duración promedio de un cambio de precio. Una manera simple de estimarla es calcular la duración promedio implícita de las frecuencias de cada genérico, es decir:

$$\bar{d}_j = \frac{-1}{\ln(1 - fr_j)}.$$

4. LOS RESULTADOS PRINCIPALES DE LOS MICRODATOS

En esta sección, se presentará la descomposición de los datos en las frecuencias, las duraciones implícitas y las magnitudes de cada grupo[6] (en los cuadros 6 a 14 se presentan estos indicadores estadísticos para todos los productos). Se presentarán los indicadores estadísticos ponderados y no ponderados porque brindan información distinta. Si se quiere estudiar la inflación general o uno de sus subíndices, es conveniente investigar los casos ponderados. Por otro lado, si se quieren detectar las categorías o sectores con rigideces atípicas, como punto de salida para un análisis microeconómico, es conveniente investigar los datos no ponderados.

4.1 Frecuencias y duración implícita

4.1.1 Nivel de grupos

En promedio, en México, durante el periodo de la muestra, el 35% de los precios cambian cada mes. La frecuencia media de los incrementos de los precios por mes es el 24%, mientras que para las disminuciones de precios es solamente el 11%. Sin embargo, existe una gran diferencia entre los productos concertados y no concertados. En promedio, el 32% de los productos no concertados cambian cada mes, de los cuales un 20% son incrementos y el restante 12% son disminuciones. En contraste, la frecuencia media de los cambios de precios de los productos concertados es del 47% de los cuales la mayoría son aumentos (40%) y las disminuciones no son tan frecuentes (7%). Aunque, en general, existe una asimetría entre los cambios al alza y a la baja, las disminuciones de precios no son tan infrecuentes (más que una tercera parte de los cambios son disminuciones). Lo anterior coincide con la literatura previa, por ejemplo, para la zona del euro, ver Altissimo *et al.* (2006); y para Estados Unidos, ver Peltzman (2000). Peltzman (2000) concluye que "los precios de venta tienden a responder más rápido a aumentos de insumos que a las disminuciones" y que esta "respuesta asimétrica a los choques en los costos es sustancial y permanente". Ball y Mankiw (1994) presentan un modelo de costos del menú como posible explicación de estas asimetrías.

[6] Los resultados en esta sección posiblemente están estadísticamente sesgados debido al uso de los promedios mensuales de los precios publicados. En el anexo se presentan los resultados para algunos productos utilizando los precios recopilados, y se puede inferir que las conclusiones principales son adecuadas.

También existe una considerable heterogeneidad en la frecuencia de los cambios de precios entre los sectores. En el cuadro 3, la frecuencia media de los cambios de precios, los incrementos y las disminuciones se muestran para los nueve grupos del INPC. Nótese como los precios de los grupos de frutas y verduras, productos agropecuarios y productos administrados son los que más cambian (85%, 64% y 90%, respectivamente).

CUADRO 3. FRECUENCIAS MEDIAS DE CAMBIOS DE PRECIOS PONDERADAS Y NO PONDERADAS

	Frecuencias				
	No ponderada	*Ponderada*		*No ponderada*	*Ponderada*
Todos los productos					
Cambios de precios	0.39	0.35			
Incremento de precio	0.23	0.24			
Disminución de precio	0.16	0.11			
Productos no concertados			Productos concertados		
Cambios de precios	0.40	0.32	Cambios de precios	0.27	0.47
Incremento de precio	0.23	0.20	Incremento de precio	0.22	0.40
Disminución de precio	0.17	0.12	Disminución de precio	0.05	0.07
Alimentos			Administrados		
Cambios de precios	0.43	0.37	Cambios de precios	0.90	0.90
Incremento de precio	0.26	0.23	Incremento de precio	0.81	0.81
Disminución de precio	0.17	0.14	Disminución de precio	0.09	0.09
Resto de las mercancías			Concertados		
Cambios de precios	0.29	0.32	Cambios de precios	0.11	0.12
Incremento de precio	0.17	0.19	Incremento de precio	0.07	0.06
Disminución de precio	0.12	0.13	Disminución de precio	0.04	0.06
Vivienda					
Cambios de precios	0.10	0.10			
Incremento de precio	0.08	0.08			
Disminución de precio	0.02	0.02			
Educación					
Cambios de precios	0.14	0.15			
Incremento de precio	0.13	0.14			
Disminución de precio	0.01	0.01			
Resto de los servicios					
Cambios de precios	0.12	0.15			
Incremento de precio	0.09	0.11			
Disminución de precio	0.03	0.04			
Frutas y verduras					
Cambios de precios	0.86	0.85			
Incremento de precio	0.45	0.44			
Disminución de precio	0.41	0.41			
Agropecuarios					
Cambios de precios	0.61	0.64			
Incremento de precio	0.34	0.37			
Disminución de precio	0.27	0.27			

CUADRO 4. MAGNITUDES MEDIAS DE CAMBIOS DE PRECIOS PONDERADAS Y NO PONDERADAS

	Magnitudes				
	No ponderada	*Ponderada*		*No ponderada*	*Ponderada*
Todos los productos					
Cambios de precios	0.016	0.022			
Incremento de precio	0.094	0.075			
Disminución de precio	0.133	0.132			
Productos no concertados			Productos concertados		
Cambios de precios	0.015	0.022	Cambios de precios	0.024	0.022
Incremento de precio	0.096	0.085	Incremento de precio	0.063	0.041
Disminución de precio	0.133	0.143	Disminución de precio	0.129	0.089
Alimentos			Administrados		
Cambios de precios	0.013	0.015	Cambios de precios	0.006	0.006
Incremento de precio	0.065	0.062	Incremento de precio	0.014	0.015
Disminución de precio	0.069	0.067	Disminución de precio	0.059	0.064
Resto de las mercancías			Concertados		
Cambios de precios	0.011	0.010	Cambios de precios	0.029	0.035
Incremento de precio	0.101	0.085	Incremento de precio	0.075	0.063
Disminución de precio	0.135	0.110	Disminución de precio	0.147	0.110
Vivienda					
Cambios de precios	0.028	0.028			
Incremento de precio	0.099	0.105			
Disminución de precio	0.337	0.395			
Educación					
Cambios de precios	0.028	0.031			
Incremento de precio	0.099	0.061			
Disminución de precio	0.337	0.228			
Resto de los servicios					
Cambios de precios	0.042	0.047			
Incremento de precio	0.115	0.103			
Disminución de precio	0.233	0.196			
Frutas y verduras					
Cambios de precios	0.006	0.005			
Incremento de precio	0.147	0.153			
Disminución de precio	0.149	0.155			
Agropecuarios					
Cambios de precios	0.007	0.008			
Incremento de precio	0.067	0.061			
Disminución de precio	0.071	0.063			

Los precios de las frutas y verduras y de los productos agropecuarios aumentan y disminuyen casi con la misma frecuencia, probablemente debido a las características estacionales. Al contrario, los precios de los productos administrados incrementan continuamente y disminuyen con poca frecuencia. Por otro lado, los servicios no concertados (los grupos de

vivienda, educación y el resto de los servicios) y los productos y servicios concertados muestran pocos ajustes de precios y, en todos de estos grupos, el ajuste al alza de los precios es mucho más común que ajustes a la baja.[7] La educación casi no presenta cambios a la baja. Los grupos de alimentos y otras mercancías muestran un comportamiento menos extremo, con frecuencias medias de 37% y 32%, respectivamente. Esta considerable heterogeneidad entre los sectores ha sido documentada previamente para otros países, para la zona del euro, véase Altissimo *et al.* (2006) y para Estados Unidos, véase Carvalho (2006). Este último estudia cómo la heterogeneidad sectorial afecta la dinámica de las economías monetarias.

Tampoco existe una duración del cambio dominante. Distintas duraciones implícitas predominan para distintos grupos (cuadro 5). En promedio, ocurre un cambio de precios cada cinco meses. Sin embargo, existe un incremento de precios, en promedio, cada ocho meses y una disminución de precios cada 30 meses. Nótese como los grupos de productos administrados, las frutas y verduras y los productos agropecuarios cambian sus precios, en promedio, al menos una vez al mes. Por otro lado, los precios de servicios son más *rígidos*. El grupo de vivienda cambia sus precios, en promedio, una vez al año o menos, educación menos que cada seis meses y el resto de los servicios menos que cada tres trimestres. En todos los grupos, como es esperado, una disminución en los precios tarda mucho más que un incremento. Los productos y servicios concertados parecen cambiar sus precios una vez al año, en promedio; sin embargo, eso es solamente el promedio, nótese que los precios pueden ser constantes por un tiempo muy largo y cambiar muy frecuentemente en otros tiempos.

4.1.2 Nivel de producto

A nivel de los productos (ver los cuadros 6 a 14), la frecuencia media de los cambios de precios de los productos no concertados varía entre un 3.98% (periódico) y un 97% (jitomate). Esta heterogeneidad se observa claramente en la gráfica I donde se muestran las frecuencias medias de cada producto en orden progresivo. El eje de las equis muestra el porcentaje acumulado de los productos trazados a este punto. La mediana para los productos no concertados es del 37%, mientras que la media es un 32%. En contraste, para los productos concertados la mediana es un 7%,

[7] Los resultados del grupo de vivienda se tienen que analizar cuidadosamente dado que las trayectorias de sus componentes principales, renta y vivienda propia, se excluyeron de la base de datos.

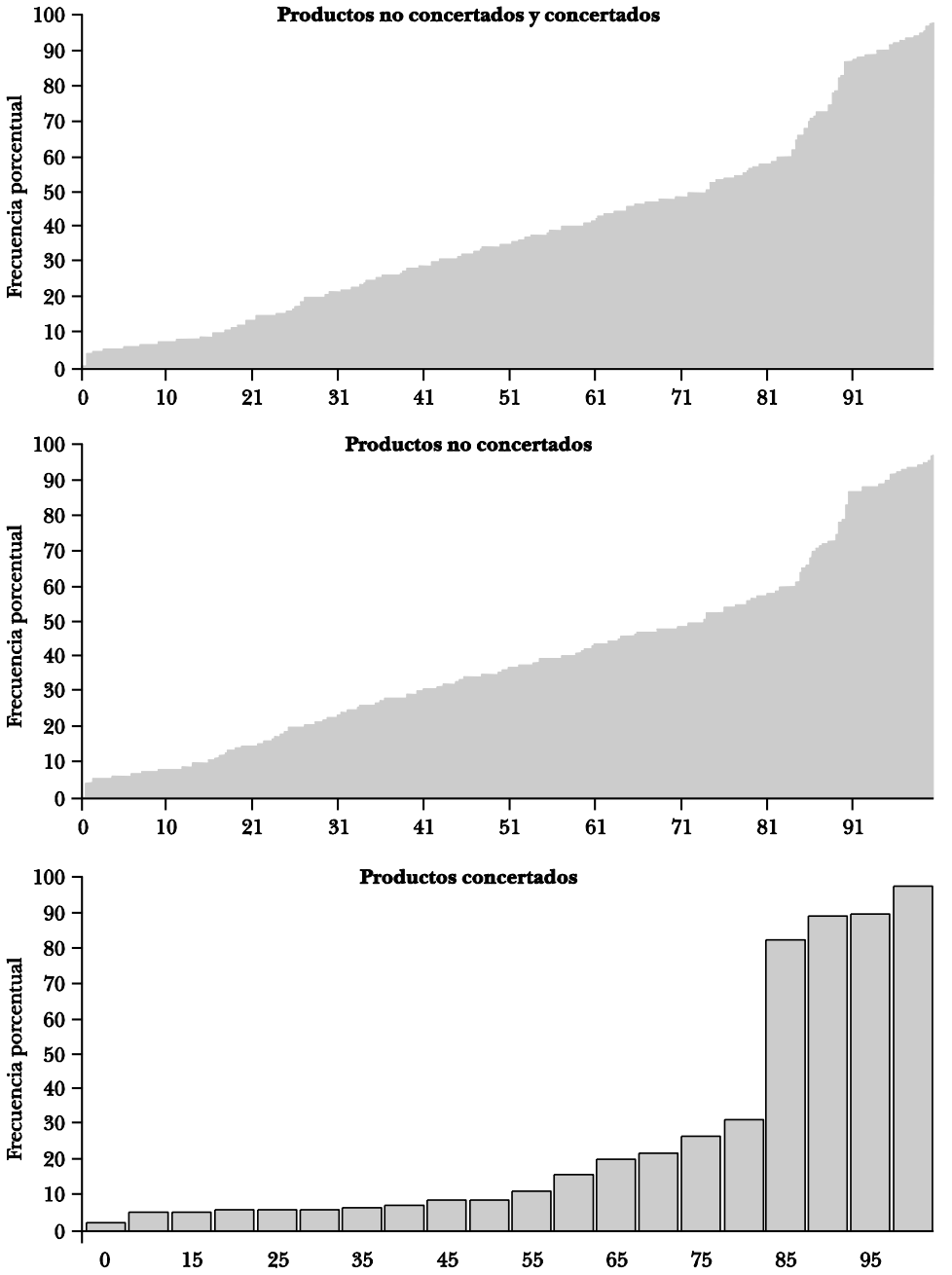
CUADRO 5. DURACIONES MEDIAS DE CAMBIOS DE PRECIOS PONDERADAS Y NO PONDERADAS

	Duraciones				
	No ponderada	*Ponderada*		*No ponderada*	*Ponderada*
Todos los productos					
Cambios de precios	4.6	5.5			
Incremento de precio	7.3	8.7			
Disminución de precio	20.3	30.7			
Productos no concertados			Productos concertados		
Cambios de precios	4.0	5.1	Cambios de precios	12.4	7.2
Incremento de precio	6.2	7.0	Incremento de precio	21.8	15.1
Disminución de precio	18.0	28.6	Disminución de precio	50.1	38.2
Alimentos			Administrados		
Cambios de precios	2.0	2.6	Cambios de precios	0.4	0.4
Incremento de precio	3.6	4.3	Incremento de precio	0.6	0.6
Disminución de precio	7.1	10.2	Disminución de precio	23.4	20.8
Resto de las mercancías			Concertados		
Cambios de precios	3.9	3.5	Cambios de precios	15.4	12.7
Incremento de precio	6.5	5.8	Incremento de precio	27.1	27.0
Disminución de precio	12.7	11.6	Disminución de precio	56.7	52.5
Vivienda					
Cambios de precios	12.3	12.5			
Incremento de precio	14.8	15.0			
Disminución de precio	65.5	67.8			
Educación					
Cambios de precios	7.0	6.3			
Incremento de precio	8.0	7.0			
Disminución de precio	69.2	70.1			
Resto de los servicios					
Cambios de precios	12.2	9.7			
Incremento de precio	15.8	12.1			
Disminución de precio	62.6	58.8			
Frutas y verduras					
Cambios de precios	0.5	0.5			
Incremento de precio	1.7	1.8			
Disminución de precio	2.0	2.0			
Agropecuarios					
Cambios de precios	1.1	1.0			
Incremento de precio	2.4	2.2			
Disminución de precio	3.4	3.3			

mientras que la media es un 27%, indicando una distribución altamente sesgada (muchos productos con pocos cambios de precios y no muchos productos con un gran número de cambios).

Todos los resultados previos se corroboran en la gráfica II. Los diagramas de caja y brazos (*box plots*) muestran las propiedades de la distribución

GRÁFICA I. FRECUENCIA DE CAMBIOS DE PRECIOS POR PRODUCTO (número acumulado de productos en porcentajes)



CUADRO 6. INDICADORES ESTADÍSTICOS DE CATEGORÍAS DE ALIMENTOS

	fr	*fr(+)*	*dp*	*dp(+)*	*dp(-)*	*dur. impl.*	*dur. impl.(+)*
Tortilla de maíz	0.19	0.14	0.040	0.086	0.084	4.61	6.23
Masa y harinas de maíz	0.35	0.22	0.018	0.065	0.060	2.36	4.06
Maíz	0.39	0.24	0.028	0.090	0.074	2.00	3.57
Pan dulce	0.39	0.23	0.016	0.054	0.041	2.03	3.76
Pan blanco	0.37	0.21	0.011	0.058	0.053	2.15	4.14
Pan de caja	0.45	0.30	0.017	0.046	0.040	1.69	2.82
Pastelillos y pasteles	0.33	0.21	0.019	0.062	0.062	2.52	4.14
Pasta para sopa	0.55	0.31	0.009	0.069	0.067	1.26	2.74
Galletas	0.54	0.32	0.012	0.070	0.070	1.29	2.61
Tortillas de harina de trigo	0.35	0.24	0.021	0.062	0.064	2.31	3.70
Otras galletas	0.48	0.28	0.013	0.072	0.072	1.54	3.00
Harina de trigo	0.49	0.29	0.012	0.068	0.068	1.48	2.90
Cereales	0.53	0.29	0.007	0.068	0.068	1.33	2.89
Arroz	0.59	0.34	0.016	0.076	0.065	1.12	2.41
Jamón	0.58	0.34	0.007	0.056	0.063	1.14	2.40
Salchichas	0.58	0.34	0.010	0.061	0.063	1.16	2.39
Chorizo	0.44	0.27	0.011	0.055	0.059	1.71	3.14
Otros embutidos	0.46	0.29	0.010	0.058	0.070	1.63	2.96
Carnes secas	0.32	0.20	0.012	0.067	0.079	2.59	4.46
Tocino	0.47	0.28	0.011	0.059	0.059	1.56	0.57
Atún y sardina en lata	0.57	0.34	0.014	0.060	0.053	1.17	2.39
Otros pescados y mariscos en conserva	0.34	0.21	0.014	0.113	0.139	2.38	4.26
Leche pasteurizada y fresca	0.29	0.21	0.019	0.045	0.049	2.93	4.24
Leche en polvo	0.47	0.29	0.009	0.045	0.051	1.57	2.89
Leche evaporada, condensada y maternizada	0.47	0.30	0.010	0.041	0.046	1.57	2.75
Queso fresco	0.51	0.30	0.009	0.057	0.065	1.42	2.76
Yogur	0.57	0.30	0.000	0.062	0.067	1.18	2.85
Queso Oaxaca o asadero	0.54	0.32	0.009	0.052	0.055	1.28	2.56
Crema	0.47	0.26	0.004	0.059	0.063	1.56	3.29
Queso manchego o Chihuahua	0.54	0.33	0.010	0.055	0.059	1.29	2.51
Otros quesos	0.49	0.30	0.014	0.072	0.072	1.47	2.83
Helado	0.38	0.21	0.000	0.070	0.091	2.11	4.18

Queso amarillo	0.50	0.29	0.007	0.062	0.070	1.46	2.91
Mantequilla	0.41	0.26	0.210	0.072	0.068	1.89	3.31
Aceites y grasas vegetales	0.58	0.34	0.014	0.064	0.057	1.16	2.39
Otras verduras secas	0.40	0.24	0.019	0.081	0.077	1.96	3.56
Jugos en lata	0.57	0.31	0.004	0.069	0.076	1.19	2.67
Chiles procesados	0.48	0.29	0.016	0.075	0.071	1.51	2.95
Verduras en lata	0.45	0.27	0.013	0.067	0.068	1.65	3.15
Puré de tomate y sopas instantáneas	0.46	0.27	0.008	0.069	0.078	1.62	3.19
Otros frutas en lata	0.48	0.28	0.009	0.060	0.059	1.54	3.09
Frutas y legumbres preparadas para bebés	0.44	0.27	0.009	0.052	0.057	1.53	3.25
Azúcar	0.52	0.31	0.024	0.076	0.051	1.35	2.69
Café soluble	0.48	0.29	0.008	0.047	0.052	1.54	2.93
Café tostado	0.34	0.22	0.017	0.067	0.071	2.40	4.10
Refrescos embotellados	0.32	0.18	0.001	0.063	0.079	2.55	4.99
Agua embotellada	0.35	0.19	0.002	0.082	0.092	2.30	4.70
Mayonesa y mostaza	0.48	0.28	0.010	0.063	0.065	1.52	3.01
Condimentos de sal y pollo	0.40	0.24	0.011	0.069	0.076	1.95	3.63
Otros condimentos	0.37	0.22	0.003	0.066	0.086	2.14	4.04
Papas y productos similares	0.46	0.28	0.014	0.069	0.069	1.61	3.06
Concentrados para refrescos	0.43	0.23	0.007	0.082	0.079	1.79	3.84
Chocolates	0.53	0.31	0.009	0.057	0.059	1.33	2.71
Dulces, cajetas y miel	0.40	0.24	0.012	0.074	0.084	1.94	3.58
Gelatina en polvo	0.56	0.33	0.013	0.072	0.069	1.22	2.52
Otros alimentos preparados	0.25	0.17	0.024	0.084	0.108	3.53	5.41
Carnitas	0.14	0.11	0.029	0.066	0.082	6.39	8.66
Pollo rostizado	0.33	0.23	0.017	0.048	0.057	2.54	3.85
Barbacoa o birria	0.15	0.12	0.030	0.062	0.078	6.14	8.13
Pizzas	0.23	0.16	0.014	0.072	0.108	3.84	5.91
Cerveza	0.36	0.21	0.007	0.054	0.060	2.23	4.22
Tequila	0.44	0.21	−0.005	0.060	0.066	1.74	4.22
Otros licores	0.39	0.22	0.004	0.062	0.069	2.05	4.13
Ron	0.40	0.24	0.006	0.052	0.058	1.93	3.73
Brandy	0.43	0.23	0.006	0.061	0.056	1.78	3.86
Vino	0.31	0.18	0.023	0.099	0.085	2.70	4.98
Tabaco	0.20	0.18	0.047	0.060	0.069	4.59	5.15

CUADRO 7. INDICADORES ESTADÍSTICOS DE CATEGORÍAS DE OTRAS MERCANCÍAS

Otras mercancías	*fr*	*fr(+)*	*dp*	*dp(+)*	*dp(-)*	*dur. impl.*	*dur. impl.(+)*
Gorras	0.10	0.07	0.017	0.124	0.230	9.19	13.45
Otros gastos de calzado	0.12	0.08	0.002	0.093	0.199	7.91	11.78
Bolsas, maletas y cinturones	0.15	0.09	0.008	0.174	0.242	6.35	10.93
Muebles para cocina	0.30	0.17	0.003	0.099	0.132	2.81	5.21
Comedores y antecomedores	0.32	0.18	0.009	0.099	0.117	2.62	4.92
Estufas	0.35	0.20	0.006	0.080	0.095	2.30	4.43
Calentador para agua	0.26	0.17	0.018	0.071	0.080	3.25	5.30
Muebles para sala	0.34	0.20	0.007	0.090	0.105	2.39	4.57
Muebles para comedor	0.31	0.17	–0.002	0.102	0.134	2.70	5.25
Colchones	0.34	0.21	0.006	0.096	0.132	2.39	4.30
Otros muebles para el hogar	0.28	0.16	0.005	0.123	0.158	3.04	5.65
Muebles para recámara	0.34	0.19	0.003	0.089	0.115	2.44	4.63
Refrigeradores	0.34	0.20	0.004	0.069	0.085	2.37	4.53
Lavadoras	0.35	0.19	0.005	0.082	0.089	2.32	4.65
Otros artículos eléctricos	0.29	0.16	–0.003	0.102	0.142	2.96	5.62
Aparatos de aire acondicionado	0.23	0.12	0.005	0.117	0.126	3.92	7.74
Ventiladores	0.25	0.15	0.021	0.130	0.144	3.52	6.21
Planchas eléctricas	0.30	0.18	0.010	0.112	0.138	2.78	5.06
Licuadora	0.32	0.19	0.010	0.094	0.117	2.57	4.64
Equipos televisión	0.29	0.14	0.011	0.135	0.110	2.96	6.53
Computadoras	0.21	0.09	–0.010	0.141	0.129	4.20	10.17
Equipos de audio	0.28	0.14	–0.008	0.124	0.136	3.03	6.73
Reproductores de video	0.26	0.11	–0.034	0.134	0.154	3.30	8.69
Radios y equipo de grabación	0.24	0.13	–0.002	0.134	0.163	3.64	7.15
Focos	0.25	0.15	0.018	0.114	0.123	3.45	6.17
Cerillos	0.11	0.08	0.056	0.143	0.133	8.46	12.58
Pilas	0.30	0.17	0.012	0.107	0.120	2.85	5.27
Velas	0.26	0.18	0.020	0.099	0.148	3.34	5.15
Escobas	0.28	0.17	0.003	0.098	0.135	3.04	5.51
Artículos de cristal	0.28	0.16	–0.002	0.113	0.170	3.10	5.61
Baterías de cocina	0.26	0.15	0.006	0.136	0.179	3.29	5.99
Utensilios de plásticos	0.25	0.15	0.012	0.132	0.175	3.42	5.99

Otros utensilios de cocina	0.24	0.14	−0.008	0.124	0.187	3.67	6.76
Colchas	0.20	0.12	0.007	0.139	0.183	4.56	8.11
Lino	0.21	0.14	0.023	0.116	0.153	4.27	6.82
Sábanas	0.20	0.12	0.005	0.121	0.173	4.43	7.68
Cobijas	0.15	0.09	−0.005	0.154	0.249	6.23	10.66
Toallas	0.21	0.13	0.001	0.112	0.166	4.17	7.32
Cortinas	0.16	0.10	0.008	0.122	0.190	5.90	9.60
Detergentes	0.52	0.30	0.010	0.059	0.057	1.35	2.77
Suavizantes y limpiadores	0.53	0.28	−0.001	0.066	0.076	1.33	3.05
Blanqueadores	0.50	0.27	0.000	0.068	0.079	1.46	3.19
Jabón para lavar	0.44	0.27	0.015	0.071	0.072	1.72	3.19
Desodorantes ambientales	0.37	0.22	0.014	0.093	0.098	2.20	4.12
Plaguicidas	0.42	0.23	0.002	0.102	0.117	1.84	3.88
Antibióticos	0.41	0.27	0.024	0.078	0.084	1.91	3.15
Analgésicos	0.40	0.27	0.020	0.075	0.089	1.94	3.23
Cardiovasculares	0.36	0.26	0.027	0.067	0.081	2.25	3.33
Nutricionales	0.37	0.25	0.018	0.082	0.103	2.13	3.55
Anticonceptivos y hormonas	0.39	0.28	0.030	0.073	0.073	1.99	3.05
Gastrointestinales	0.39	0.26	0.019	0.074	0.094	2.03	3.31
Expectorantes y descongestivos	0.39	0.25	0.020	0.078	0.087	2.02	3.42
Otros medicamentos	0.35	0.24	0.022	0.072	0.084	2.29	3.62
Dermatológicos	0.33	0.21	0.011	0.085	0.116	2.53	4.34
Antigripales	0.37	0.24	0.011	0.082	0.115	2.15	3.72
Material de curación	0.27	0.16	0.005	0.105	0.146	3.17	5.62
Lentes y otros	0.11	0.07	0.015	0.105	0.203	9.01	12.93
Prótesis dental	0.06	0.06	0.054	0.111	0.317	15.12	17.59
Productos para el cabello	0.48	0.26	0.001	0.083	0.094	1.51	3.29
Lociones y perfumes	0.26	0.16	−0.006	0.116	0.183	3.29	5.92
Jabón para cara	0.41	0.24	0.010	0.070	0.075	1.88	3.62
Pasta dental	0.37	0.21	0.004	0.072	0.086	2.13	4.18
Desodorantes personales	0.44	0.24	0.004	0.072	0.079	1.72	3.59
Cremas para la piel	0.43	0.24	0.011	0.103	0.106	1.80	3.66
Navajas y máquinas de afeitar	0.31	0.18	0.008	0.100	0.119	2.73	5.10
Artículos de maquillaje	0.28	0.16	−0.004	0.107	0.160	3.02	5.56
Otros artículos de tocador	0.26	0.15	0.006	0.116	0.147	3.26	5.98

CUADRO 7 *(concluye)*

Otras mercancías	*fr*	*fr(+)*	*dp*	*dp(+)*	*dp(–)*	*dur. impl.*	*dur. impl.(+)*
Otros productos de maquillaje	0.29	0.17	0.004	0.108	0.145	2.97	5.41
Papel higiénico	0.47	0.27	0.008	0.088	0.100	1.57	3.16
Pañales	0.47	0.28	0.017	0.085	0.080	1.56	3.06
Toallas sanitarias	0.45	0.24	0.005	0.087	0.092	1.69	3.62
Servilletas	0.46	0.27	0.009	0.073	0.077	1.60	3.24
Pañuelos	0.38	0.22	0.007	0.081	0.095	2.11	4.04
Automóvil	0.31	0.21	0.008	0.035	0.043	2.67	4.34
Bicicleta	0.23	0.14	0.010	0.111	0.143	3.85	6.73
Neumáticos	0.31	0.21	0.011	0.066	0.102	2.71	4.32
Otras piezas de repuesto	0.19	0.13	0.012	0.083	0.142	4.68	7.06
Acumuladores	0.23	0.18	0.028	0.060	0.077	3.83	5.13
Libros de texto	0.12	0.10	0.037	0.081	0.129	7.66	9.84
Otros libros	0.12	0.08	0.032	0.125	0.179	7.72	11.38
Portátiles y archivos	0.22	0.14	0.014	0.111	0.152	4.03	6.65
Pluma, lápiz y otros	0.19	0.12	0.023	0.118	0.145	4.88	7.95
Periódicos	0.04	0.03	0.054	0.156	0.446	24.59	29.72
Revistas	0.06	0.05	0.059	0.096	0.181	15.86	18.41
Juguetes	0.22	0.13	0.004	0.150	0.194	4.05	7.42
Discos compactos y casetes	0.17	0.09	–0.005	0.114	0.144	5.40	10.50
Alimentos para mascotas	0.39	0.23	0.014	0.077	0.082	2.05	3.73
Equipo fotográfico	0.20	0.11	0.000	0.103	0.134	4.40	8.21
Instrumentos musicales y otros	0.15	0.10	0.006	0.102	0.171	6.30	10.00
Equipo de deporte	0.17	0.11	0.003	0.126	0.212	5.27	8.60

CUADRO 8. INDICADORES ESTADÍSTICOS DE CATEGORÍAS DE VIVIENDA

Vivienda	*fr*	*fr(+)*	*dp*	*dp(+)*	*dp(-)*	*dur. impl.*	*dur. impl.(+)*
Materiales mantenimiento de vivienda	0.21	0.15	0.014	0.066	0.102	4.14	6.21
Servicios mantenimiento de vivienda	0.08	0.06	0.020	0.082	0.253	12.39	15.31
Servicios domésticos	0.06	0.05	0.028	0.129	0.606	15.37	17.85
Otros servicios para el hogar	0.06	0.05	0.050	0.118	0.383	17.26	20.01

CUADRO 9. INDICADORES ESTADÍSTICOS DE CATEGORÍAS DE EDUCACIÓN

Educación	*fr*	*fr(+)*	*dp*	*dp(+)*	*dp(-)*	*dur. impl.*	*dur. impl.(+)*
Universidad	0.15	0.13	0.020	0.052	0.269	6.27	7.02
Primaria	0.17	0.16	0.037	0.052	0.151	5.24	5.71
Preparatoria	0.15	0.13	0.025	0.060	0.263	6.17	6.99
Secundaria	0.16	0.15	0.040	0.058	0.214	5.57	6.02
Preescolar (Kindergarten)	0.16	0.14	0.044	0.063	0.162	5.83	6.43
Carrera técnica	0.10	0.08	0.053	0.109	0.247	9.67	11.61
Carrera otra	0.08	0.07	0.042	0.135	0.340	11.27	14.17
Guardarías y estancias infantiles	0.16	0.15	0.036	0.057	0.170	5.71	6.35

CUADRO 10. INDICADORES ESTADÍSTICOS DE CATEGORÍAS DE OTROS SERVICIOS

Otros servicios	*fr*	*fr(+)*	*dp*	*dp(+)*	*dp(-)*	*dur. impl.*	*dur. impl.(+)*
Servicios de tintorería	0.10	0.08	0.022	0.075	0.196	9.56	12.01
Servicio de lavandería	0.07	0.06	0.052	0.132	0.283	13.90	17.30
Consultas médicas	0.05	0.05	0.067	0.125	0.298	18.33	21.39
Hospitalización general	0.08	0.07	0.046	0.082	0.148	11.90	14.21
Operación quirúrgica	0.07	0.06	0.067	0.116	0.189	13.84	16.56
Consulta dentista	0.06	0.05	0.058	0.125	0.297	15.34	18.31
Estudios médicos de gabinete	0.08	0.07	0.041	0.097	0.188	11.48	14.45
Hospitalización durante el parto	0.08	0.07	0.061	0.100	0.152	11.97	14.25
Análisis clínicos	0.08	0.06	0.046	0.106	0.174	12.14	15.61
Atención medica durante el embarazo	0.05	0.05	0.086	0.125	0.200	18.39	20.97
Atención medica durante el parto	0.05	0.05	0.072	0.120	0.272	18.04	20.60
Análisis clínico durante el embarazo	0.09	0.07	0.029	0.096	0.198	11.07	14.48
Corte de cabello	0.07	0.06	0.049	0.127	0.287	13.58	16.90
Sala de belleza	0.08	0.07	0.057	0.150	0.314	11.65	14.68
Transporte aéreo	0.75	0.44	0.001	0.080	0.115	0.73	1.71
Reparación de automóvil	0.09	0.07	0.033	0.104	0.300	10.54	12.87
Lavado y engrasado de automóvil	0.08	0.06	0.013	0.102	0.291	12.29	16.03
Mantenimiento de automóvil	0.14	0.10	0.024	0.103	0.165	6.82	9.90
Servicios turísticos en paquete	0.62	0.34	–0.004	0.093	0.120	1.04	2.45
Cine	0.10	0.08	0.036	0.071	0.147	9.51	11.41
Centros nocturnos	0.06	0.05	0.024	0.116	0.259	14.97	20.02
Servicio de televisión de paga	0.08	0.06	0.017	0.097	0.253	12.09	15.83
Otras diversiones	0.06	0.04	0.072	0.184	0.262	17.42	23.41
Club deportivo	0.08	0.06	0.062	0.113	0.222	12.63	14.99
Espectáculos deportivos	0.06	0.04	0.058	0.185	0.312	17.25	23.20
Servicio de internet	0.04	0.02	–0.028	0.187	0.229	23.65	49.52
Renta de películas	0.08	0.06	0.029	0.125	0.268	12.35	16.50
Bistrós	0.13	0.12	0.072	0.105	0.153	7.04	8.13
Restaurantes	0.14	0.12	0.040	0.071	0.156	6.78	7.95
Cantina, bares	0.08	0.06	0.030	0.101	0.263	12.58	15.76
Cafeterías	0.11	0.09	0.072	0.129	0.237	8.39	10.03
Servicios profesionales	0.06	0.05	0.043	0.179	0.491	14.91	18.89
Servicios funerarios	0.09	0.08	0.034	0.085	0.238	10.60	12.67

CUADRO 11. INDICADORES ESTADÍSTICOS DE CATEGORÍAS DE FRUTAS Y VERDURAS

Frutas y verduras	*fr*	*fr(+)*	*dp*	*dp(+)*	*dp(-)*	*dur. impl.*	*dur. impl.(+)*
Manzana	0.88	0.46	0.004	0.092	0.092	0.47	1.62
Plátanos	0.83	0.42	0.003	0.111	0.108	0.57	1.83
Naranja	0.90	0.46	–0.002	0.148	0.160	0.43	1.61
Aguacate	0.93	0.48	–0.001	0.127	0.135	0.37	1.54
Mango	0.55	0.29	0.015	0.201	0.206	1.26	2.87
Papaya	0.89	0.45	0.004	0.109	0.107	0.46	1.65
Limón	0.94	0.52	0.011	0.200	0.227	0.36	1.36
Otras frutas	0.79	0.42	0.008	0.131	0.132	0.65	1.84
Uva	0.92	0.51	0.017	0.155	0.155	0.40	1.41
Melón	0.94	0.48	0.008	0.161	0.152	0.35	1.53
Sandía	0.88	0.45	0.004	0.158	0.157	0.46	1.66
Pera	0.87	0.47	0.007	0.092	0.094	0.49	1.56
Durazno	0.87	0.47	0.012	0.146	0.144	0.49	1.57
Toronja	0.89	0.46	0.001	0.117	0.125	0.46	1.61
Piña	0.92	0.47	0.007	0.133	0.124	0.40	1.58
Guayaba	0.87	0.44	0.002	0.109	0.109	0.49	1.71
Jitomate	0.97	0.50	0.001	0.248	0.256	0.28	1.45
Papas	0.88	0.47	0.010	0.122	0.114	0.46	1.60
Cebolla	0.93	0.48	0.007	0.192	0.195	0.38	1.51
Otras verduras	0.78	0.41	0.005	0.127	0.130	0.66	1.91
Tomate verde	0.94	0.46	–0.001	0.199	0.193	0.35	1.62
Calabacita	0.95	0.48	0.005	0.201	0.198	0.34	1.51
Chile serrano	0.93	0.45	0.000	0.181	0.171	0.38	1.67
Zanahorias	0.88	0.45	0.005	0.130	0.124	0.47	1.68
Otros chiles frescos	0.90	0.46	0.002	0.160	0.161	0.44	1.64
Chile poblano	0.95	0.49	0.008	0.175	0.168	0.32	1.47
Lechuga y col	0.87	0.45	0.006	0.149	0.147	0.50	1.69
Chícharos	0.72	0.38	0.008	0.132	0.134	0.78	2.06
Nopales	0.72	0.40	0.008	0.127	0.136	0.78	1.98
Chayote	0.92	0.46	–0.001	0.189	0.188	0.40	1.63
Pepino	0.93	0.48	0.002	0.179	0.187	0.37	1.52
Frijoles	0.88	0.47	0.005	0.149	0.159	0.47	1.58
Frijol procesado	0.57	0.32	0.010	0.078	0.077	1.20	2.59
Chile seco	0.48	0.28	0.011	0.084	0.087	1.53	3.08

CUADRO 12. INDICADORES ESTADÍSTICOS DE CATEGORÍAS DE PRODUCTOS AGROPECUARIOS

Productos agropecuarios	*fr*	*fr(+)*	*dp*	*dp(+)*	*dp(–)*	*dur. impl.*	*dur. impl.(+)*
Piezas de pollo	0.71	0.40	0.007	0.064	0.066	0.81	1.95
Pollo fresco entero	0.71	0.40	0.006	0.061	0.064	0.80	1.95
Carne de cerdo	0.64	0.35	0.005	0.059	0.061	0.97	2.29
Chuletas y manteca de cerdo	0.54	0.31	0.012	0.069	0.066	1.28	2.68
Lomo de res	0.49	0.28	0.007	0.049	0.049	1.50	3.04
Pierna de cerdo	0.68	0.37	0.005	0.062	0.065	0.88	2.14
Bistec de res	0.59	0.35	0.009	0.051	0.054	1.12	2.30
Carne molida de res	0.59	0.35	0.008	0.056	0.060	1.11	2.35
Chuleta y costilla de res	0.60	0.35	0.008	0.059	0.067	1.11	2.28
Lomo corto	0.54	0.32	0.009	0.056	0.061	1.30	2.57
Selección especial de res	0.50	0.30	0.008	0.054	0.062	1.46	2.81
Hígado de res	0.48	0.26	0.009	0.100	0.103	1.54	3.29
Vísceras	0.58	0.32	0.011	0.095	0.094	1.15	2.56
Otros cortes de carne	0.46	0.28	0.006	0.068	0.092	1.63	3.05
Otros pescados	0.66	0.36	0.005	0.077	0.082	0.93	2.25
Camarón	0.73	0.37	–0.001	0.059	0.063	0.77	2.17
Perca	0.70	0.37	0.003	0.075	0.078	0.84	2.18
Otros mariscos	0.59	0.33	0.006	0.078	0.081	1.11	2.53
Lubina y mero	0.58	0.32	0.006	0.075	0.077	1.17	2.63
Pargo	0.66	0.35	0.004	0.076	0.080	0.94	2.31
Huevo	0.72	0.42	0.014	0.072	0.067	0.78	1.85

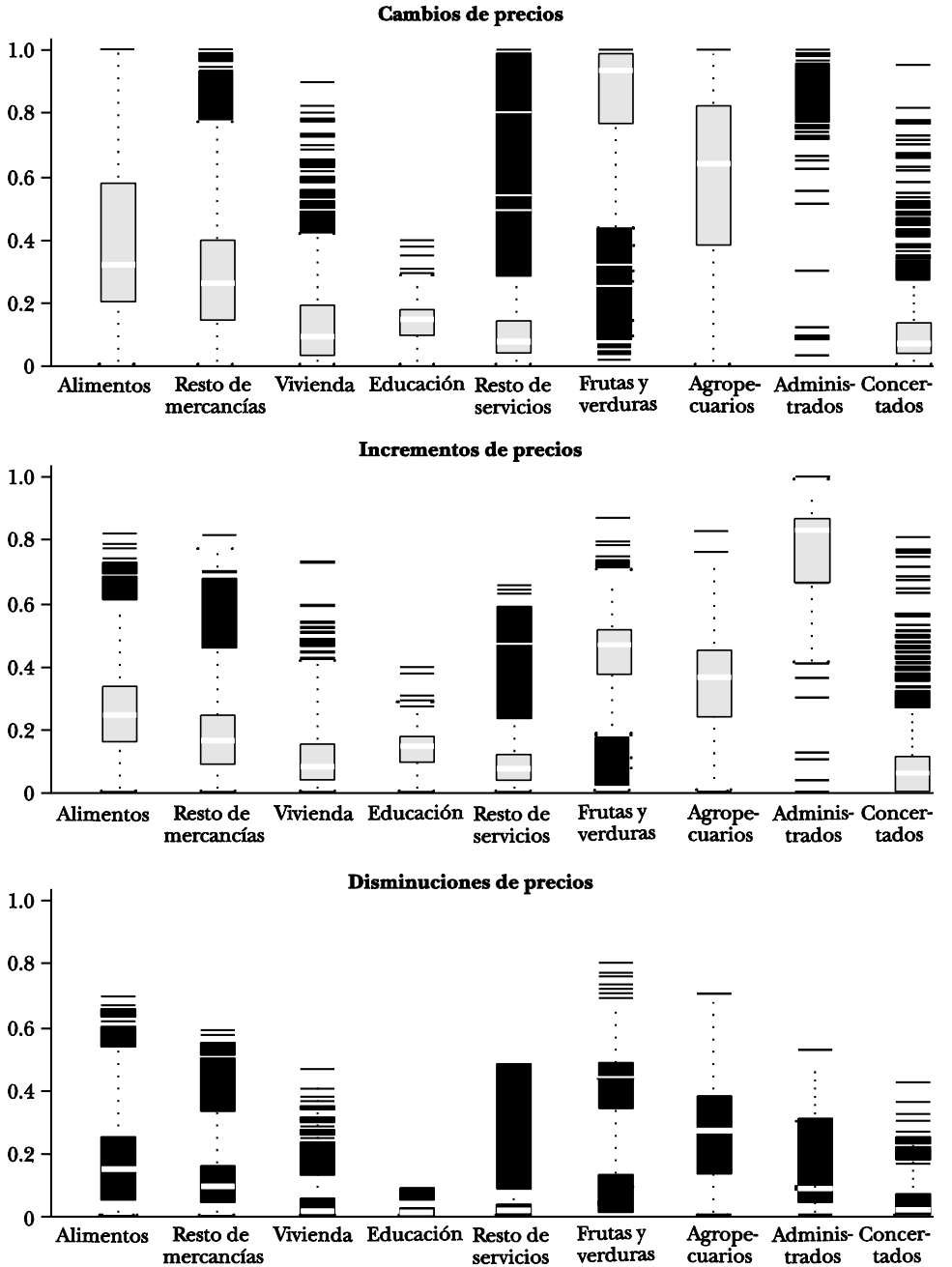
CUADRO 13. INDICADORES ESTADÍSTICOS DE CATEGORÍAS DE PRODUCTOS ADMINISTRADOS

Productos administrados	*fr*	*fr(+)*	*dp*	*dp(+)*	*dp(–)*	*dur. impl.*	*dur. impl.(+)*
Electricidad	0.97	0.77	0.007	0.032	0.091	0.27	0.68
Gas doméstico	0.82	0.73	0.007	0.013	0.037	0.59	0.77
Gasolina de bajo octanaje	0.89	0.86	0.004	0.006	0.063	0.45	0.50
Gasolina de alto octanaje	0.90	0.88	0.005	0.006	0.043	0.43	0.48

CUADRO 14. INDICADORES ESTADÍSTICOS DE CATEGORÍAS DE PRODUCTOS CONCERTADOS Y ADMINISTRADOS

Productos concertados	*fr*	*fr(+)*	*dp*	*dp(+)*	*dp(–)*	*dur. impl.*	*dur. impl.(+)*
Derechos por suministro de agua	0.15	0.15	0.031	0.039	0.146	5.97	6.28
Predial	0.06	0.06	0.054	0.069	0.218	16.20	17.14
Servicio telefónico local	0.26	0.07	–0.005	0.020	0.015	3.35	13.61
Servicio telefónico nacional de larga distancia	0.07	0.00	–0.009	0.000	0.009	14.33	89.00
Servicio telefónico internacional de larga distancia	0.04	0.00	–0.009	0.104	0.009	22.00	89.00
Línea telefónica	0.08	0.04	–0.040	0.205	0.320	12.51	23.87
Colectivo	0.06	0.05	0.095	0.103	0.110	17.02	17.69
Autobús urbano	0.06	0.06	0.077	0.091	0.220	16.21	16.98
Taxi	0.05	0.04	0.050	0.100	0.310	21.14	24.19
Metro o transporte electrónico	0.02	0.01	0.061	0.066	0.051	64.71	67.54
Autobús foráneo	0.20	0.15	0.018	0.052	0.108	4.59	6.00
Aceites lubricantes	0.21	0.15	0.025	0.076	0.101	4.17	6.05
Tenencia de automóvil	0.31	0.12	–0.004	0.004	0.009	2.73	7.53
Cuotas de autopista	0.11	0.10	0.024	0.032	0.078	8.88	9.63
Estacionamiento	0.05	0.04	0.053	0.135	0.391	20.16	23.99
Pago de trámites vehiculares y otros	0.08	0.06	0.043	0.097	0.251	12.55	14.96

GRÁFICA II. DIAGRAMA DE CAJA Y BRAZOS (BOX-PLOT) DE LAS FRECUENCIAS DE LOS CAMBIOS DE PRECIOS PARA CADA GRUPO



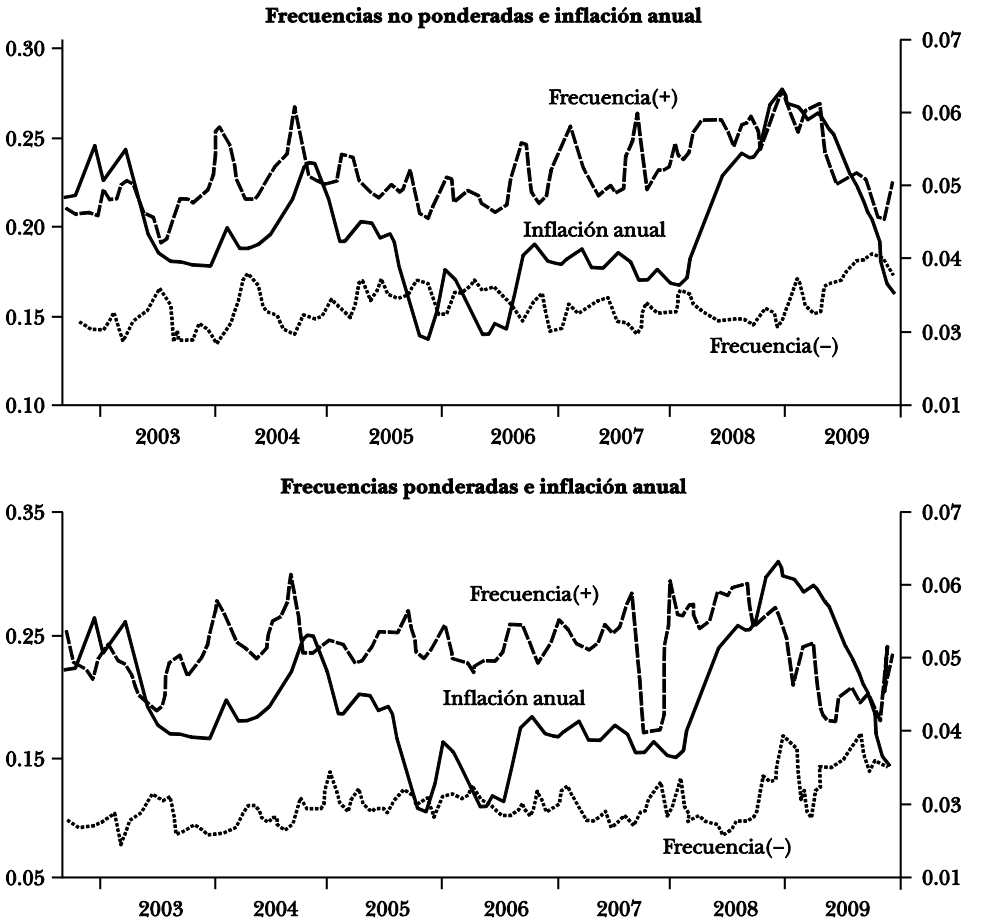
de las frecuencias de los cambios de precios, de los incrementos de precios y de las disminuciones de precios de los genéricos de cada grupo. Se identifican perfectamente las diferencias en la localización, simetría y dispersión entre los grupos. Nótese que la distribución de los productos administrados está sesgada hacia la izquierda, con la mayoría de las frecuencias concentradas alrededor del 90% y principalmente con movimientos al alza. Las frutas y verduras y los productos agropecuarios tienen distribuciones más simétricas. También, las distribuciones de las frecuencias de los incrementos y de las disminuciones de precios son muy similares para los grupos agropecuarios, indicando que movimientos al alza y a la baja tienen casi la misma probabilidad de ocurrir. Educación es un caso extremo, tiene la mediana más baja, la menor dispersión y casi toda la distribución se explica por los incrementos de los precios. Las distribuciones de vivienda y del resto de los servicios están fuertemente sesgadas hacia la derecha, dado que la mayoría de sus genéricos no cambian precios de manera frecuente.

4.1.3 Series de tiempo

Al estudiar las series de tiempo de las frecuencias, parece que la frecuencia de los cambios de precios se mueve considerablemente con la inflación general anual (gráfica III). Cuando la inflación tiene una tendencia al alza, la proporción de los productos con incrementos de los precios también aumenta, y cuando la inflación muestra una tendencia a la baja, la proporción de incrementos de precios disminuye. Una relación inversa se exhibe con las disminuciones de los precios, aunque menos fuerte en comparación con los incrementos de precios. Ahora, al observar dos episodios importantes, el aumento de precios internacionales de materias primas entre mediados de 2006 y 2008 y la recesión económica de 2009, el resultado previo es evidente. Desde mediados de 2006 hasta finales de 2008, la fracción de los productos con precios crecientes aumentó considerablemente y la fracción con precios decrecientes parece haberse mantenido estable, causando un aumento considerable en la inflación general. Al observar el año 2009, es obvio cómo el número de los incrementos de precios disminuyó considerablemente y el número de las disminuciones de los precios aumentó desde los principios del año, causando una caída importante en la inflación general.

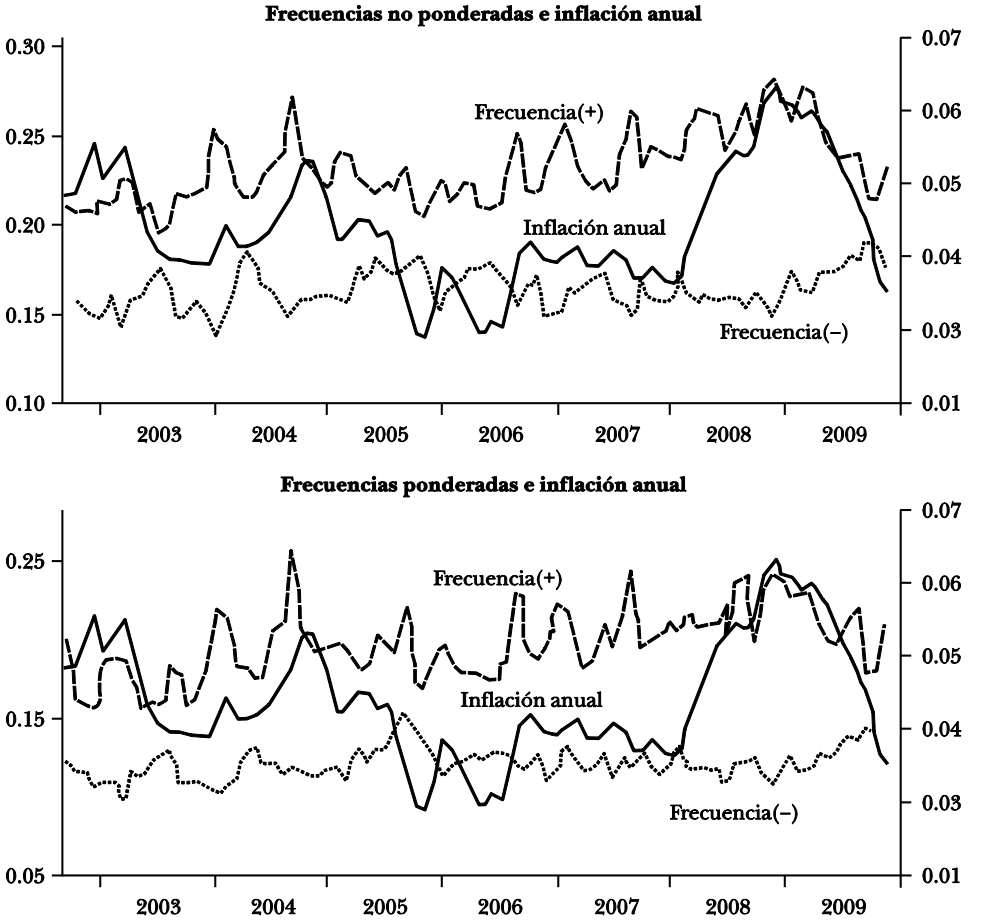
Sin embargo, como se destacó previamente, no todos los sectores tienen el mismo comportamiento de precios. Las gráficas IV a VII muestran

GRÁFICA III. SERIES DE TIEMPO DE INFLACIÓN GENERAL ANUAL Y DE LAS FRECUENCIAS DE CAMBIOS DE PRECIOS PARA TODOS LOS PRODUCTOS, 2002-2009



claramente las diferencias entre los grupos. Los distintos grupos presentan un comportamiento muy diferente. Primero, existe una diferencia importante entre los grupos no concertados y concertados. Para los productos y servicios no concertados (gráfica IV), las frecuencias de los incrementos de precios exhiben una tendencia al alza a partir de 2006. Esta tendencia cambia su dirección sólo a principios de 2009. La frecuencia de las disminuciones de precios es más estable; sin embargo, exhibe una ligera tendencia al alza desde finales de 2008. Este cambio de la tendencia para las frecuencias de ambos, los incrementos y las disminuciones de precios, desde principios de 2009 coincide con la caída de la inflación general anual.

GRÁFICA IV. SERIES DE TIEMPO DE INFLACIÓN GENERAL ANUAL Y DE LAS FRECUENCIAS DE CAMBIOS DE PRECIOS PARA LOS PRODUCTOS NO CONCERTADOS, 2002-2009



Es importante notar que las frecuencias de productos no concertados se mueven fuertemente con la inflación general anual; la correlación entre esta serie de inflación y la frecuencia de los incrementos de precios de productos no concertados es 0.51 y entre la serie de inflación y la frecuencia de disminuciones de precios es –0.28. Por lo tanto, como se mencionó antes, cuando la inflación aumenta, el número de empresas que suben sus precios también aumenta y el número de empresas que bajan sus precios disminuye.

De todos los grupos (gráficas VI y VII), frutas y verduras y productos agropecuarios parecen tener menos rigideces; movimientos de precios al

alza y la baja son comunes. Se puede observar fácilmente en el grupo de productos agropecuarios que, cuando la inflación general aumenta, la diferencia entre la fracción de sus productos con incrementos de precios y la fracción de productos con disminuciones de precios es positiva y grande. En episodios cuando la inflación muestra una tendencia a la baja, esta diferencia es muy pequeña e incluso negativa. En contraste, los grupos de servicios (vivienda, educación y el resto de servicios) muestran una gran estacionalidad y rigideces fuertes. Las frecuencias del grupo del resto de servicios muestran una tendencia continua a la baja e incluso durante el episodio de recesión reciente, sus precios parecen ser los que reaccionan lo menos de todos los grupos de productos no concertados. Los grupos de alimentos y el resto de las mercancías también muestran una tendencia al alza principalmente después de 2006 en sus frecuencias de cambios de precios, sin embargo, después del primer trimestre de 2009, ocurre un cambio en la tendencia. Eso se debe principalmente a una caída importante en las frecuencias de precios crecientes. La frecuencia de cambios negativos de precios aumentó, pero en una menor proporción.

Para los productos concertados (gráfica V), las frecuencias de los cambios de precios no siguen un patrón evidente, dado que dependen de las políticas públicas. Las frecuencias medias de los cambios de precios de los productos administrados (gráficas VI y VII) son principalmente constantes en un nivel muy alto, excepto para los periodos cuando el gobierno no cambia o reduce los precios, como el periodo reciente a partir de principios de 2009. Los servicios y productos concertados tienen un nivel de frecuencias de precios relativamente constante (después de ajustar por la estacionalidad), excepto para los últimos años cuando las frecuencias medias de los incrementos de precios parecen haber aumentado significativamente.

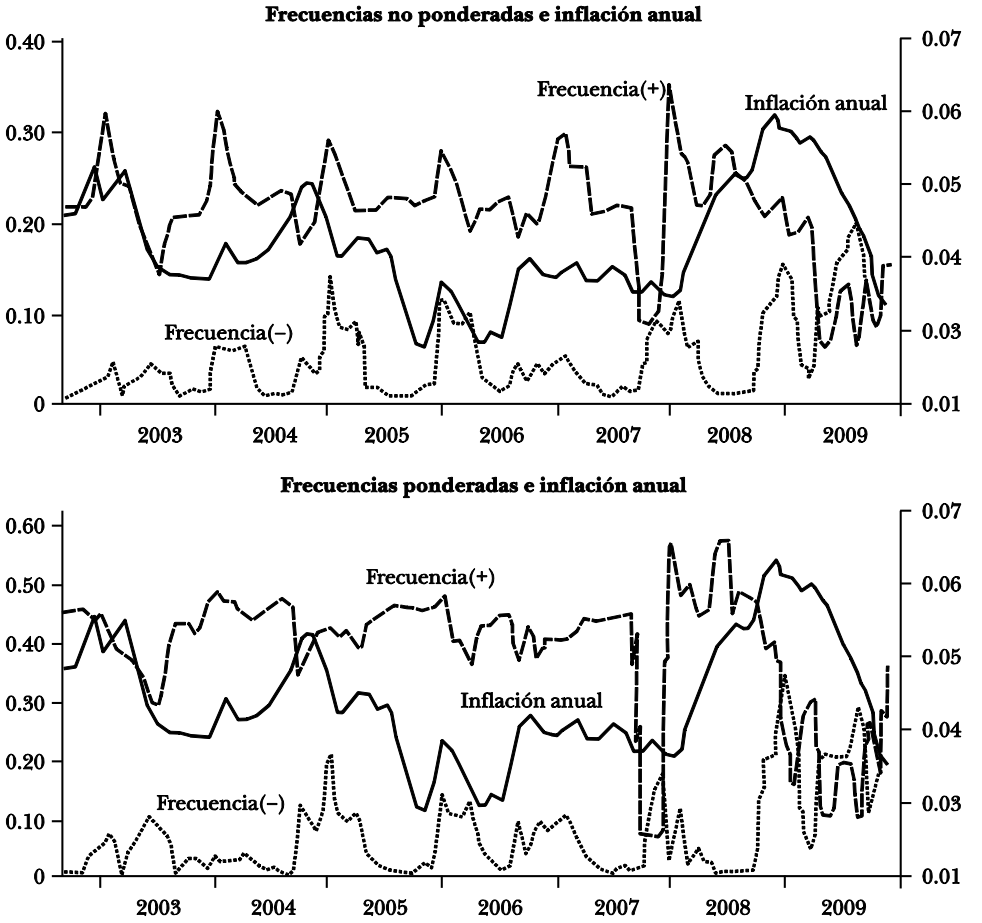
4.2 Magnitudes

4.2.1 Nivel de grupos

En México, como en el caso de las frecuencias de cambios de precios, existe una gran heterogeneidad entre los sectores en la magnitud media de sus incrementos y disminuciones de precios (ver cuadro 4). De todas las categorías de productos no concertados, el grupo de servicios tiene los mayores movimientos de precios (aunque infrecuentes), mientras que los productos agropecuarios tienen los menores cambios (aunque muy

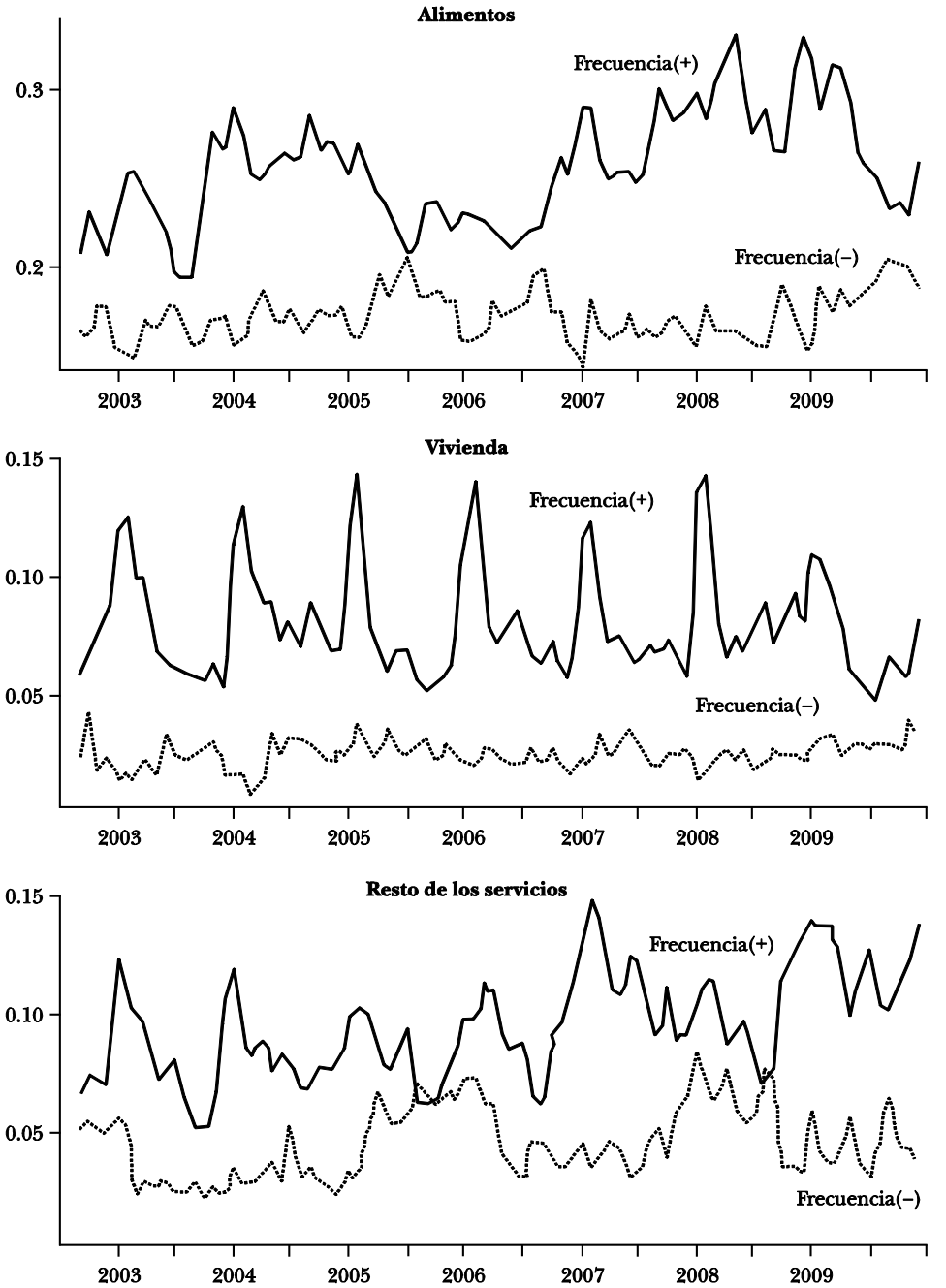
frecuentes). También los productos concertados muestran grandes disparidades, los productos administrados tienen muchos cambios pequeños, mientras que los productos y servicios concertados tienen cambios mayores, pero menos frecuentes.

GRÁFICA V. SERIES DE TIEMPO DE INFLACIÓN GENERAL ANUAL Y DE LAS FRECUENCIAS DE CAMBIOS DE PRECIOS PARA LOS PRODUCTOS CONCERTADOS, 2002-2009

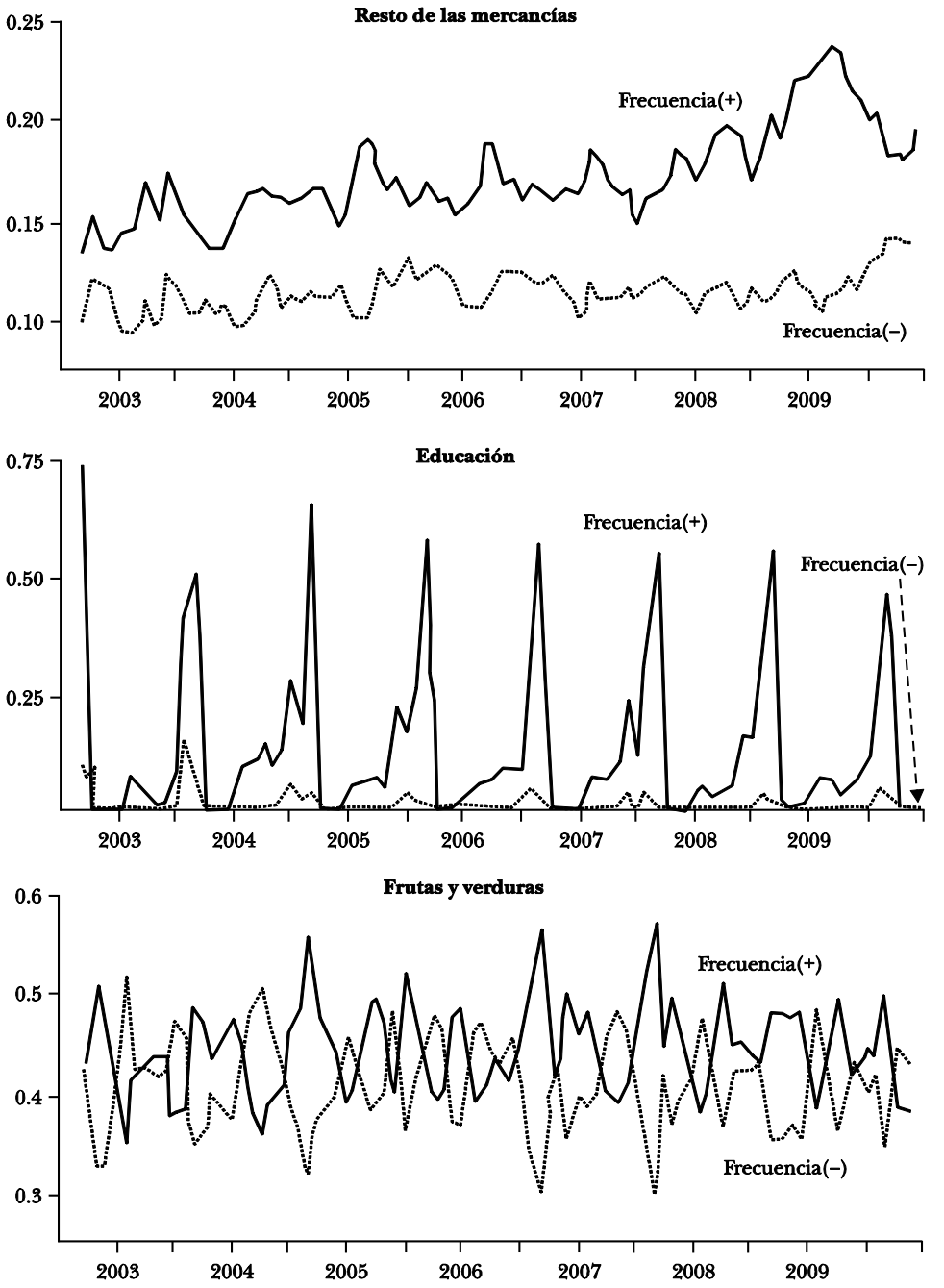


El resultado previo se puede observar fácilmente en un histograma. La gráfica VIII muestra la distribución de las magnitudes de los cambios de precios (para todos los productos, los productos no concertados y los productos concertados). La distribución de productos no concertados muestra una cola pesada; hay muchos cambios de precios pequeños, pero

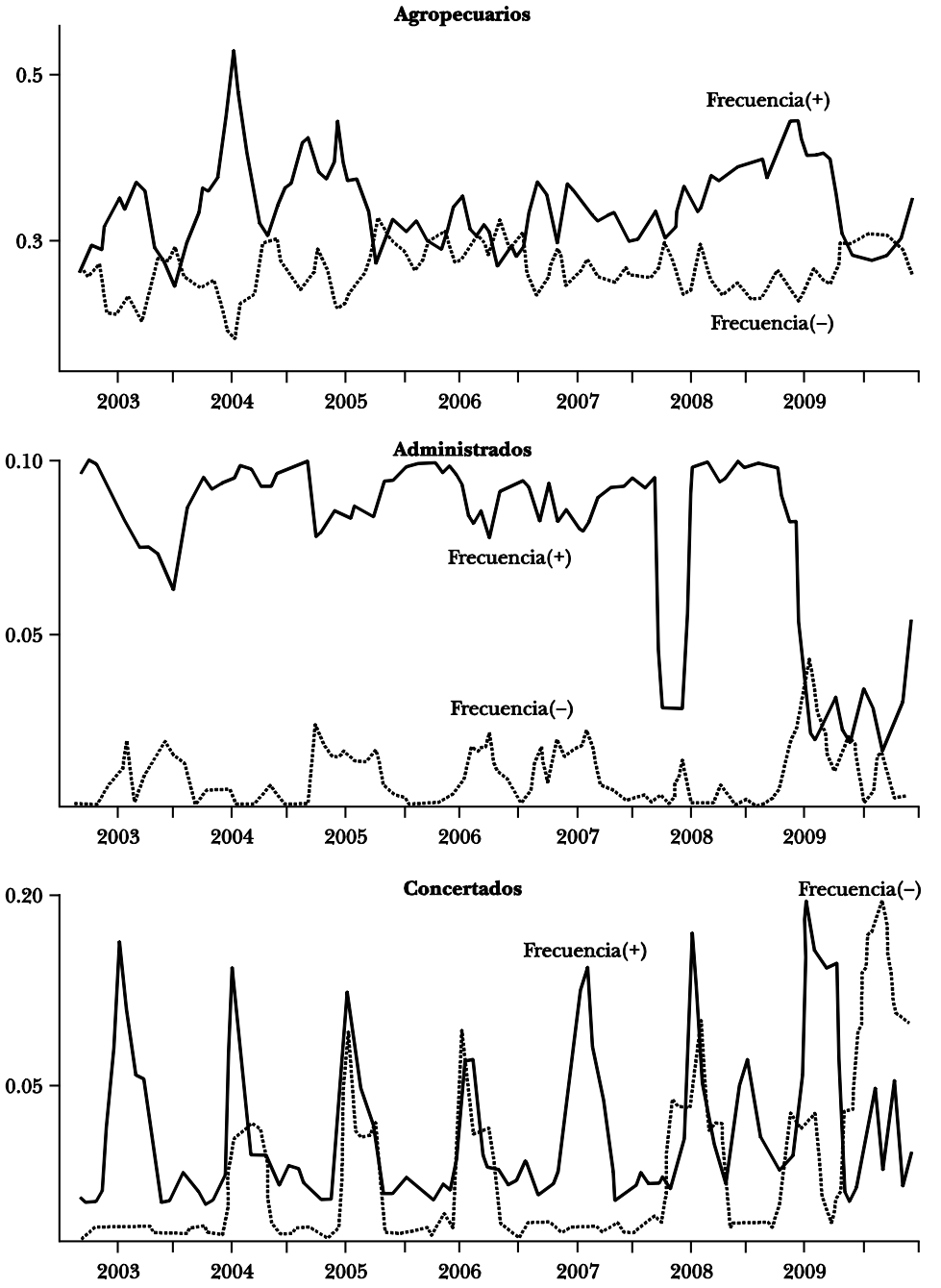
GRÁFICA VI. SERIES DE TIEMPO DE FRECUENCIAS NO PONDERADAS DE INCREMENTOS Y



DISMINUCIONES DE PRECIOS, 2002-2009 (frecuencias no ponderadas)



GRÁFICA VI (*concluye*)



también existen algunos cambios de precios grandes. Aunque existen más incrementos de precios, el número de las disminuciones en los precios también es considerable. Los productos concertados muestran un caso completamente diferente; la mayoría de los cambios de precios son muy pequeños y principalmente positivos (en su mayoría, debido a los productos administrados). En comparación, se puede observar como alrededor del 47% de los cambios de precios no concertados son menores al 5% en valor absoluto, mientras que más del 86% de los cambios de precios concertados se encuentran en este rango. También se puede notar que más del 13% de los cambios de precios no concertados, pero solamente el 4% de los cambios de precios concertados, se encuentran por arriba del 20% en valor absoluto.

4.2.2 Series de tiempo

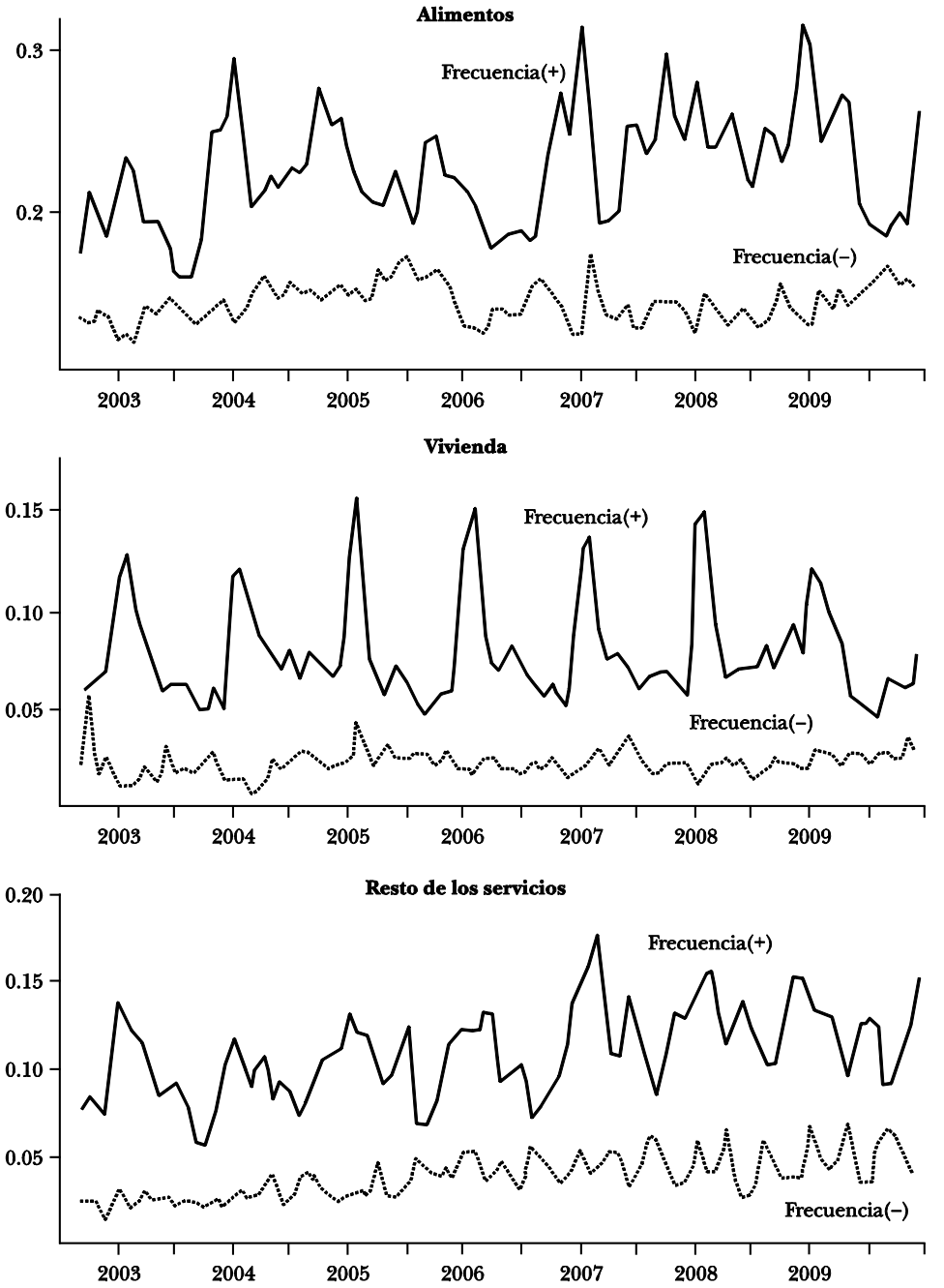
La magnitud de los incrementos y las disminuciones de precios, a diferencia de las frecuencias, no parece moverse de manera considerable con la inflación general anual (gráfica IX). Incluso durante episodios cuando la inflación aumenta o disminuye significativamente, la magnitud de los incrementos y de las disminuciones de precios parece ser estable. Existe un aumento sutil en la magnitud de las disminuciones de precios durante el año 2009, pero el ajuste no es tan importante como los ajustes en las frecuencias mostrados en la gráfica III. Los resultados no son muy diferentes para los productos concertados y no concertados, los cuales no parecen moverse mucho con la inflación (gráficas X y XI). Aunque, cuando se observa cada grupo por separado (gráficas XII y XIII), las magnitudes de los cambios de precios de los grupos de alimentos, resto de mercancías y productos agropecuarios varían ligeramente con la inflación.

4.3 Dependencia del tiempo o del estado

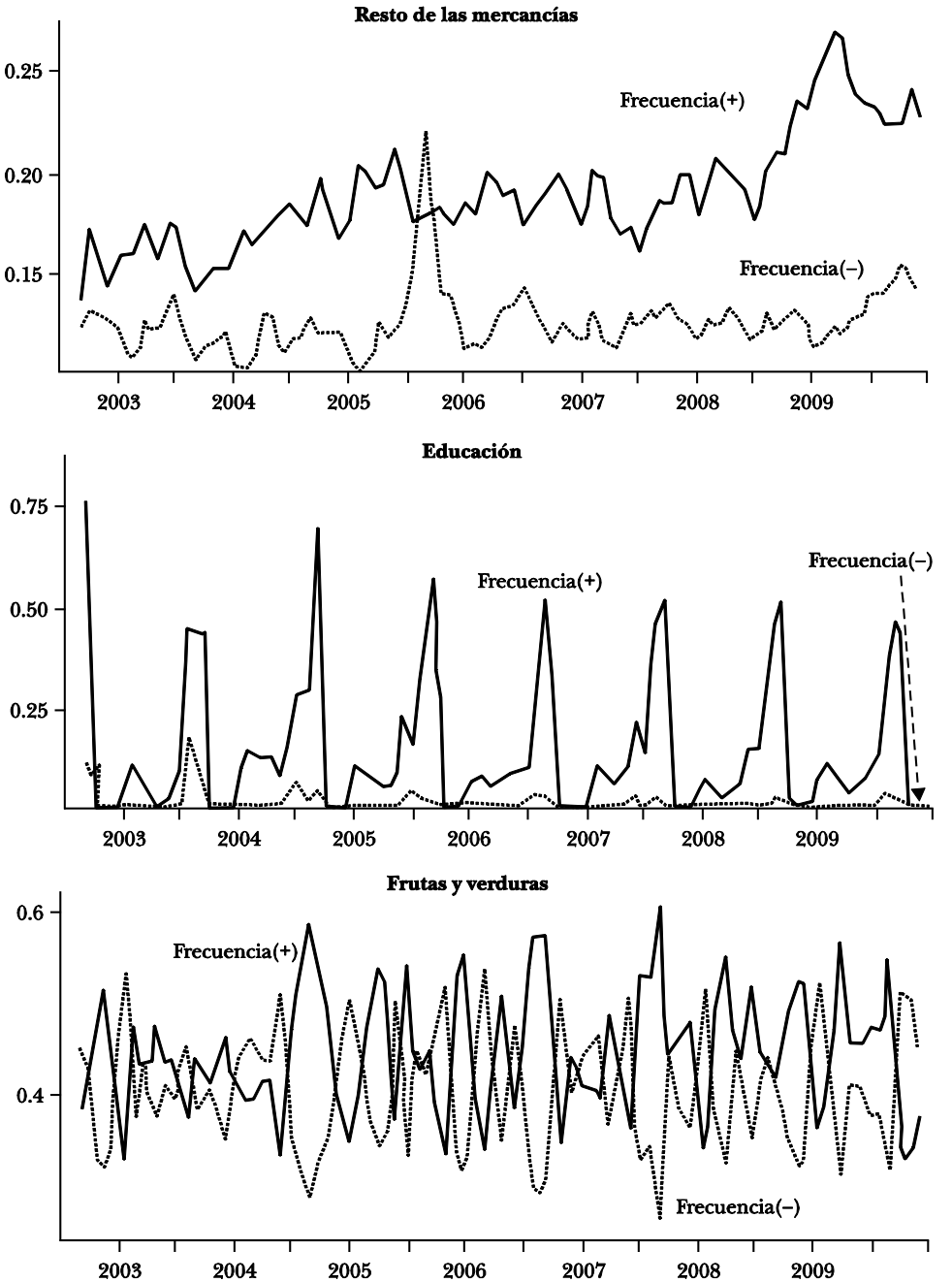
Los resultados presentados en este documento han mostrado que existe evidencia de ambas, dependencia del tiempo y del estado. En algunos sectores, los ajustes en las frecuencias de los cambios de precios se mueven fuertemente con la inflación general anual, indicando la necesidad de estudiar el margen extensivo y un posible escenario de dependencia del estado. Sin embargo, en otros sectores, la estacionalidad es fuerte y da evidencia de dependencia del tiempo. Para complementar la investigación, se elaboraron diagramas de dispersión los cuales no se incluyen en este libro.[8]

[8] El documento íntegro se encuentra en ⟨www.banxico.org.mx⟩.

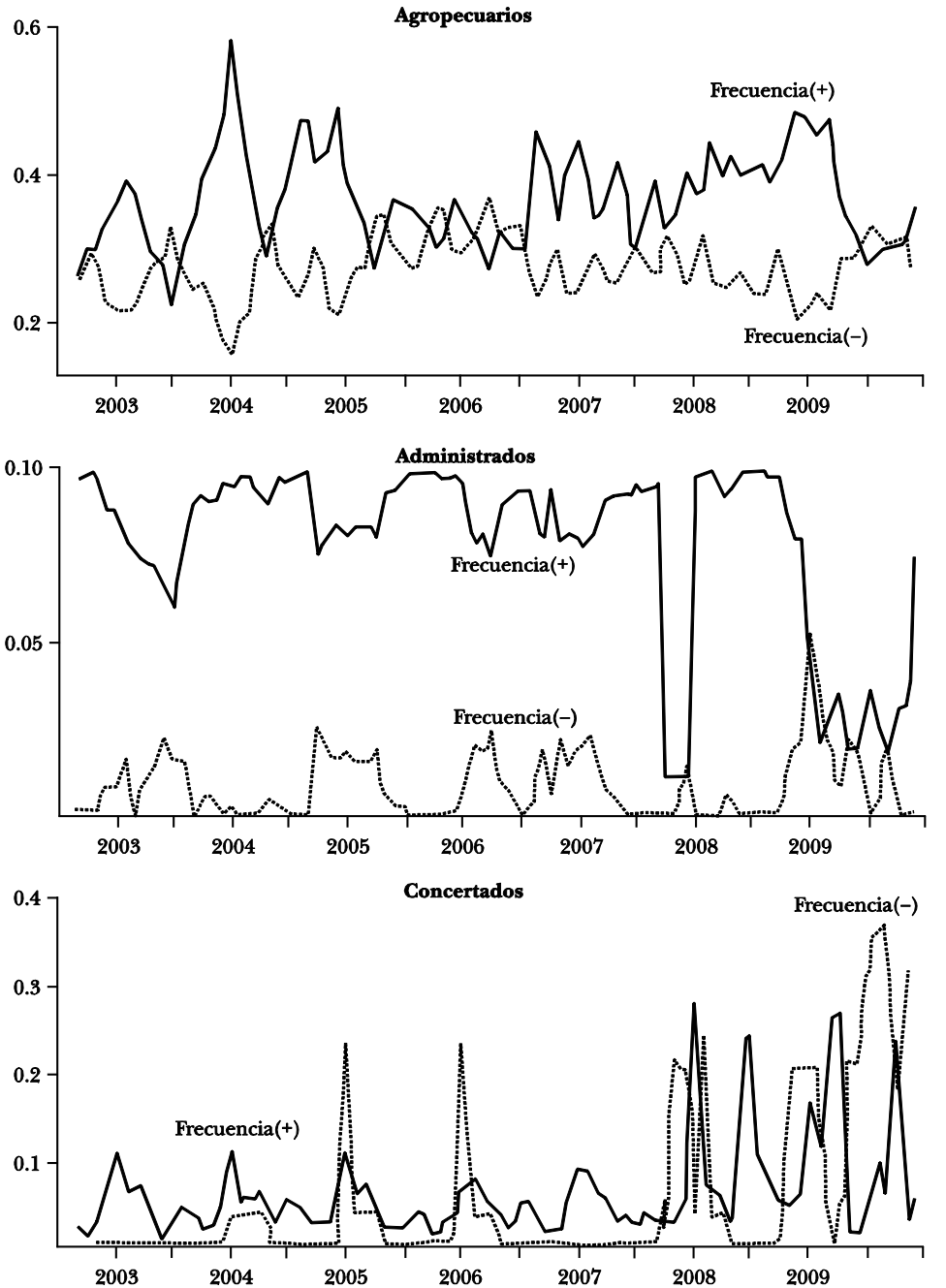
GRÁFICA VII. SERIES DE TIEMPO DE FRECUENCIAS PONDERADAS DE INCREMENTOS Y



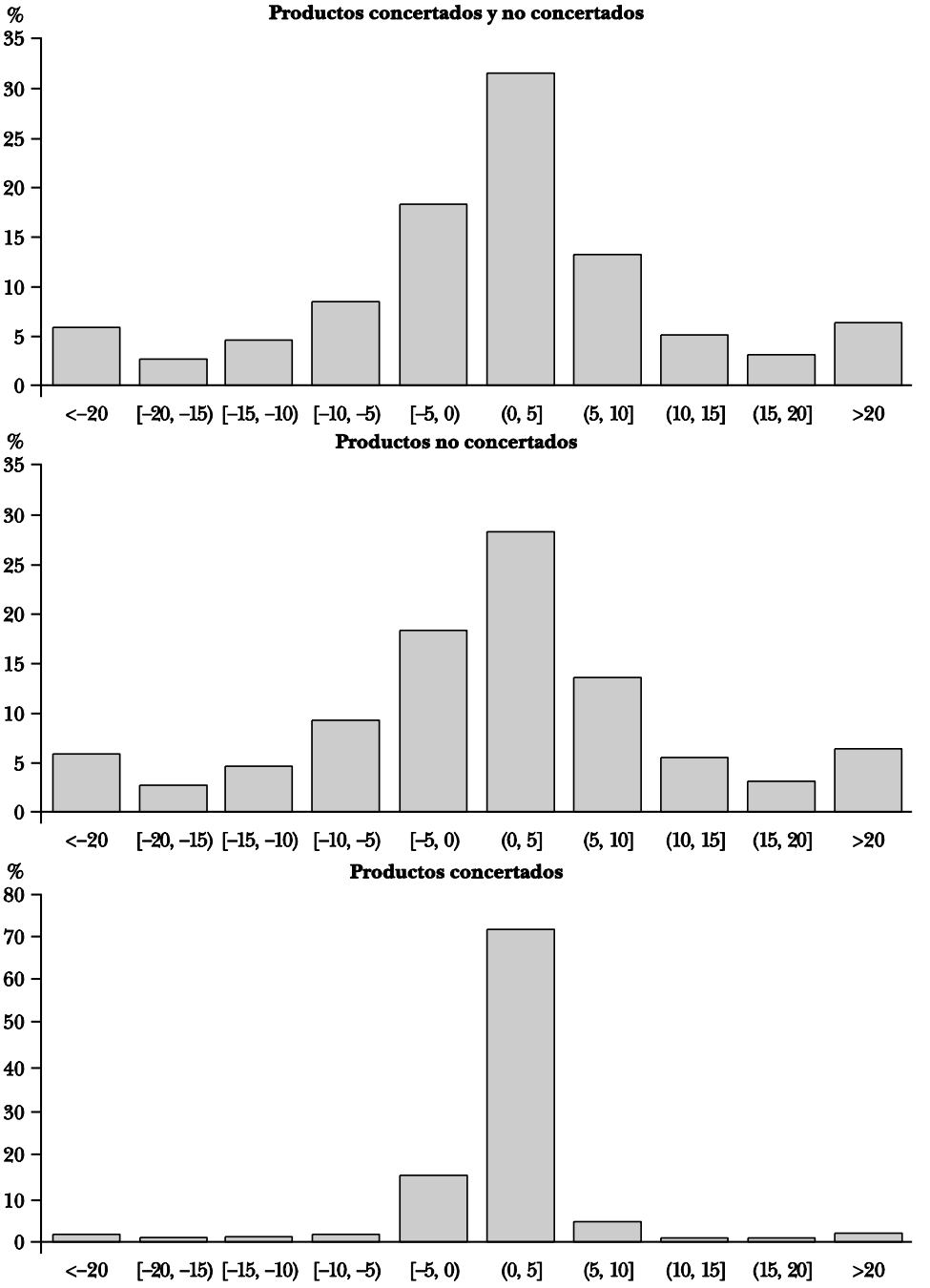
DISMINUCIONES DE PRECIOS, 2002-2009 (frecuencias no ponderadas)



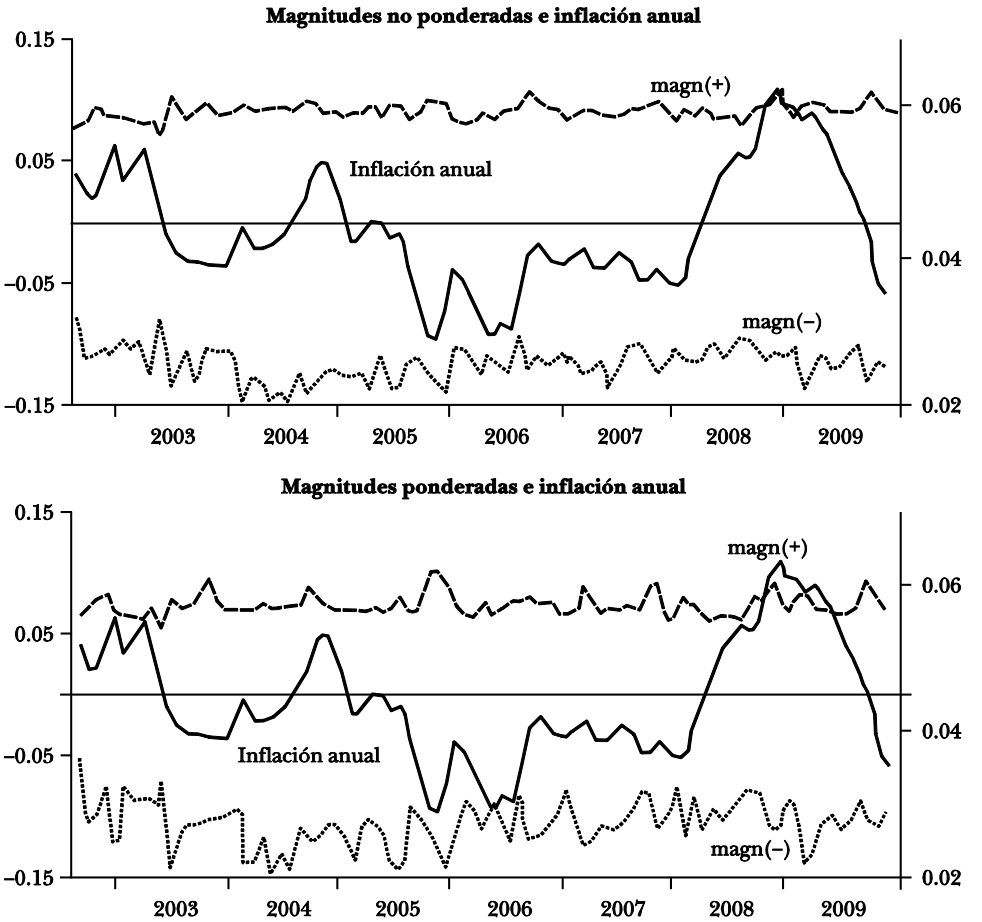
GRÁFICA VII (*concluye*)



GRÁFICA VIII. DISTRIBUCIÓN DE LA MAGNITUD DE LOS CAMBIOS DE PRECIOS

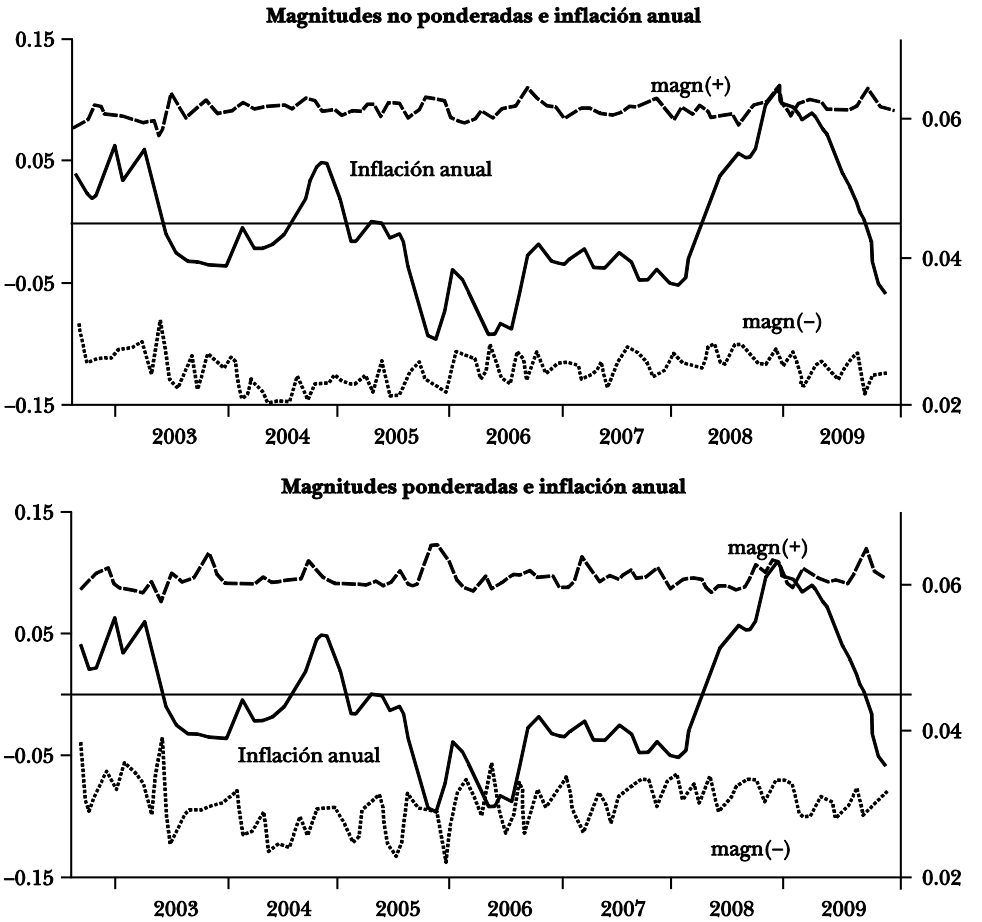


GRÁFICA IX. SERIES DE TIEMPO DE INFLACIÓN GENERAL ANUAL Y LA MAGNITUD DE CAMBIOS DE PRECIOS PARA TODOS LOS PRODUCTOS, 2002-2009



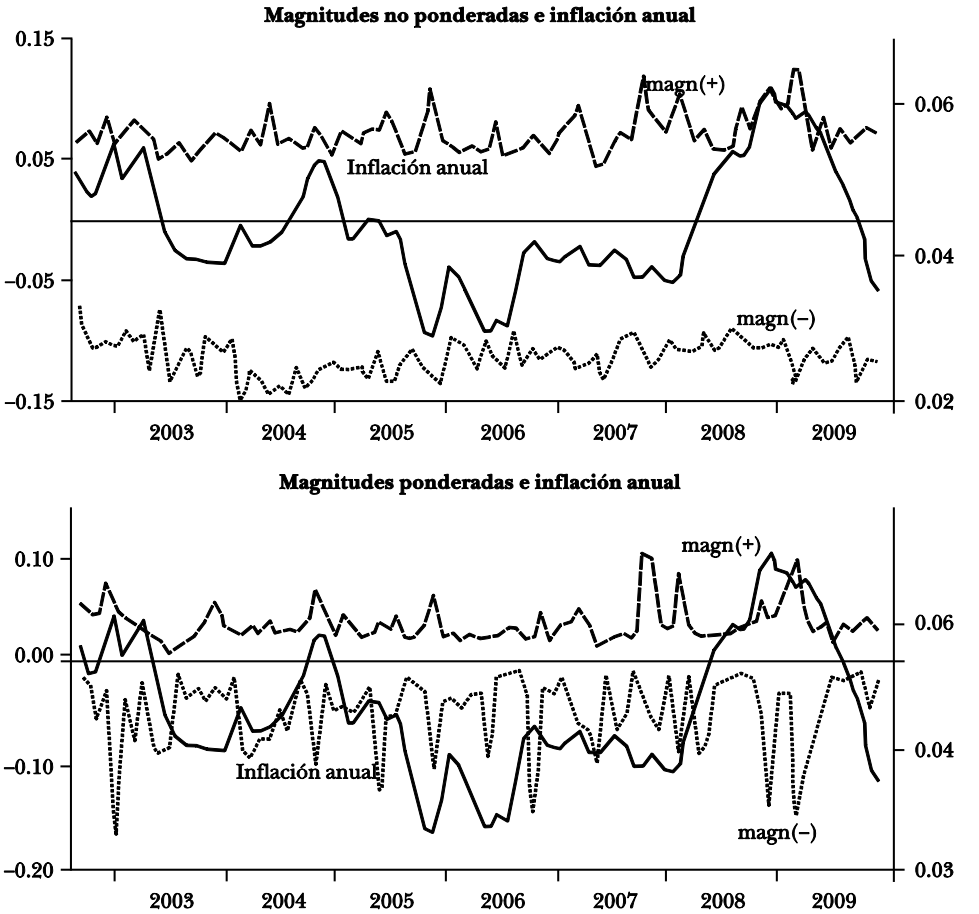
El análisis de los diagramas de dispersión muestra cierta estacionalidad en varios grupos. Vivienda y educación son los casos más evidentes cuando se observan las frecuencias. Sin embargo, otros grupos, como por ejemplo, alimentos, productos agropecuarios y los productos y servicios concertados, también muestran ciertos efectos estacionales. Con respecto a las magnitudes medias, educación es otra vez el grupo con la mayor dependencia. Frutas y verduras y los productos agropecuarios muestran algunos ciclos en sus patrones de magnitudes medias, pero menos fuerte que en el caso de las frecuencias medias.

GRÁFICA X. SERIES DE TIEMPO DE INFLACIÓN GENERAL ANUAL Y LA MAGNITUD DE CAMBIOS DE PRECIOS PARA LOS PRODUCTOS NO CONCERTADOS, 2002-2009



Los diagramas de dispersión corroboran los resultados de la sección previa. Las frecuencias medias parecen moverse fuertemente con la inflación. Lo anterior es particularmente evidente para los alimentos, el resto de mercancías y el resto de servicios. Como advertencia, nótese que un simple diagrama de dispersión no es una forma robusta para detectar relaciones y dinámica. En algunos casos, las relaciones mostradas posiblemente no son significativas, puede haber un rezago en las respuestas de ciertos grupos, o valores extremos pueden provocar efectos no deseados. Para investigación futura, posiblemente se tiene que desarrollar un buen

GRÁFICA XI. SERIES DE TIEMPO DE INFLACIÓN GENERAL ANUAL Y LA MAGNITUD DE CAMBIOS DE PRECIOS PARA LOS PRODUCTOS CONCERTADOS, 2002-2009



modelo para confirmar o rechazar los resultados presentados en este estudio.

En resumen, en México la heterogeneidad de la dinámica de determinación de precios entre los sectores es crucial. Algunos grupos, como por ejemplo, vivienda (excluyendo rentas y vivienda propia) y educación, parecen ser dependientes del tiempo. Todos los demás grupos no concertados más probablemente son dependientes del estado.

4.4 Comparación con la investigación previa

Finalmente, se comparan los resultados de este estudio con los resultados de los documentos previos realizados para México, en específico

Castañón *et al.* (2008) y Gagnon (2009). Castañón *et al.* (2008) estudian el proceso de formación de precios por medio de una encuesta de empresas de la industria manufacturera. Gagnon (2009) utiliza una base de datos similar a la del presente estudio, microdatos recopilados del *Diario Oficial de la Federación*, aunque su muestra termina en 2004.

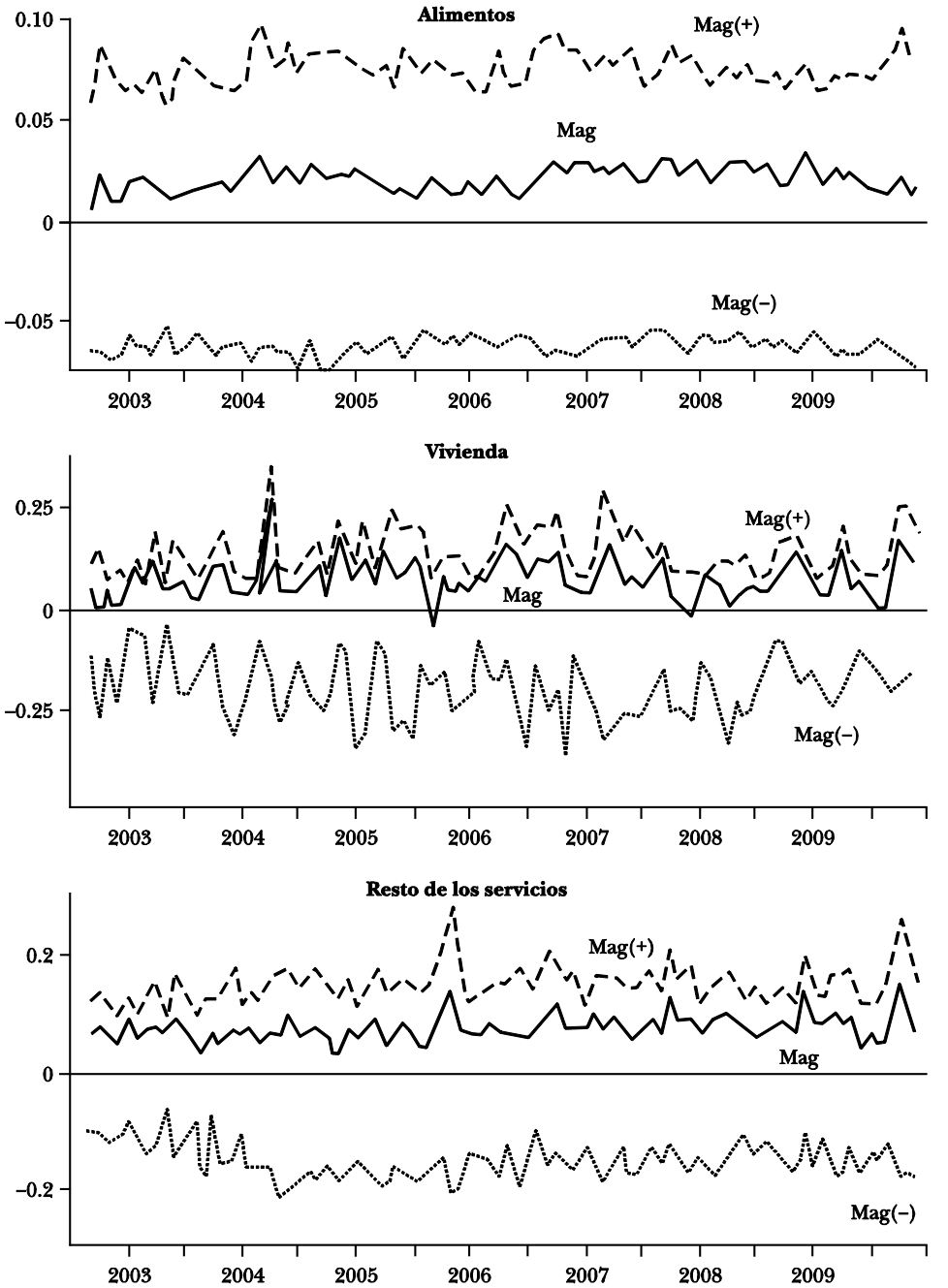
Al comparar las frecuencias medias mensuales, Gagnon (2009) reporta que, en promedio, el 22.1% de los precios no concertados cambiaron cada mes en 1994, el 39.2% en 1995 y el 27.3% en 2001. En el presente estudio se encontró que, en promedio, para la muestra completa (2002-2009), la frecuencia media mensual para los productos no concertados es del 32%. Esta cifra parece ser un poco alta en comparación con Gagnon (2009); eso se debe al hecho de que Gagnon aplicó filtros a los datos para obtener una cota inferior mientras que en el presente estudio los datos no se filtraron, como se explicó previamente (entonces, los datos presentes se pueden entender como un límite superior para las frecuencias; ver anexo). A pesar de esta diferencia, ambos documentos registran que, en promedio, el 42% de los cambios de precios son disminuciones y el 48% son incrementos.

Castañón *et al.* (2008) encuentran que las empresas mantienen los precios sin cambios por alrededor de seis meses. Gagnon, después de restringir su canasta para hacerla comparable con la canasta utilizada en Bils y Klenow (2004), presenta una duración media de 6.6 meses para el periodo de junio de 2000 a junio de 2002 y 7 meses para el periodo de enero de 2003 a diciembre de 2004. Para la presente muestra completa, la duración media de los productos no concertados es 5.1 meses.[9]

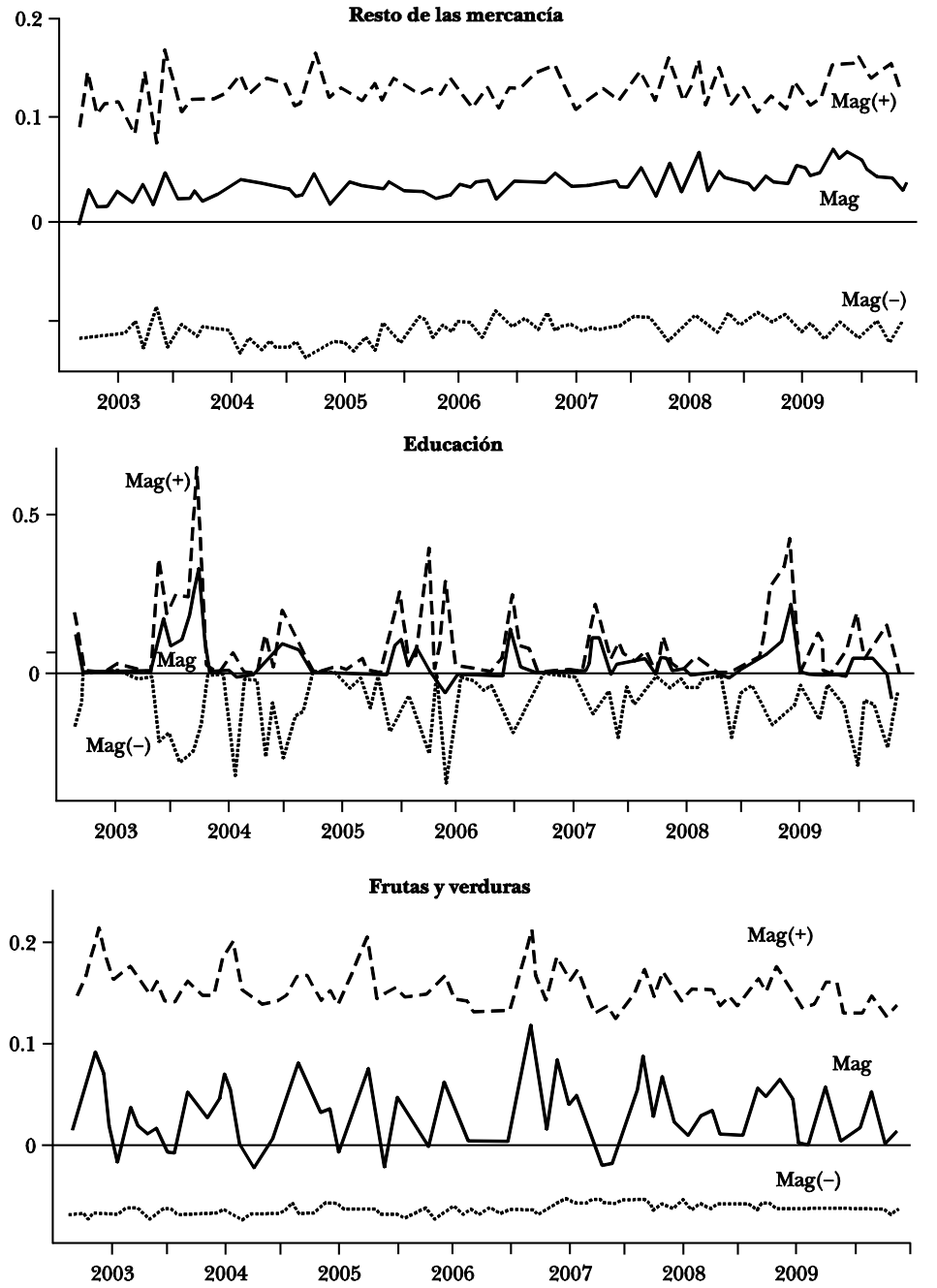
Sin embargo, los tres documentos llegan a la misma conclusión, existe una gran heterogeneidad en el proceso de determinación de precios entre los sectores. Se encuentra evidencia de ambas estrategias, dependientes del tiempo y del estado.

[9] Ambas, las cifras de Gagnon y las de este estudio pueden estar sesgadas dado que el conjunto de datos, la frecuencia y las duraciones exactas se pueden obtener solamente cuando se utilizan los datos recopilados en lugar de sus promedios.

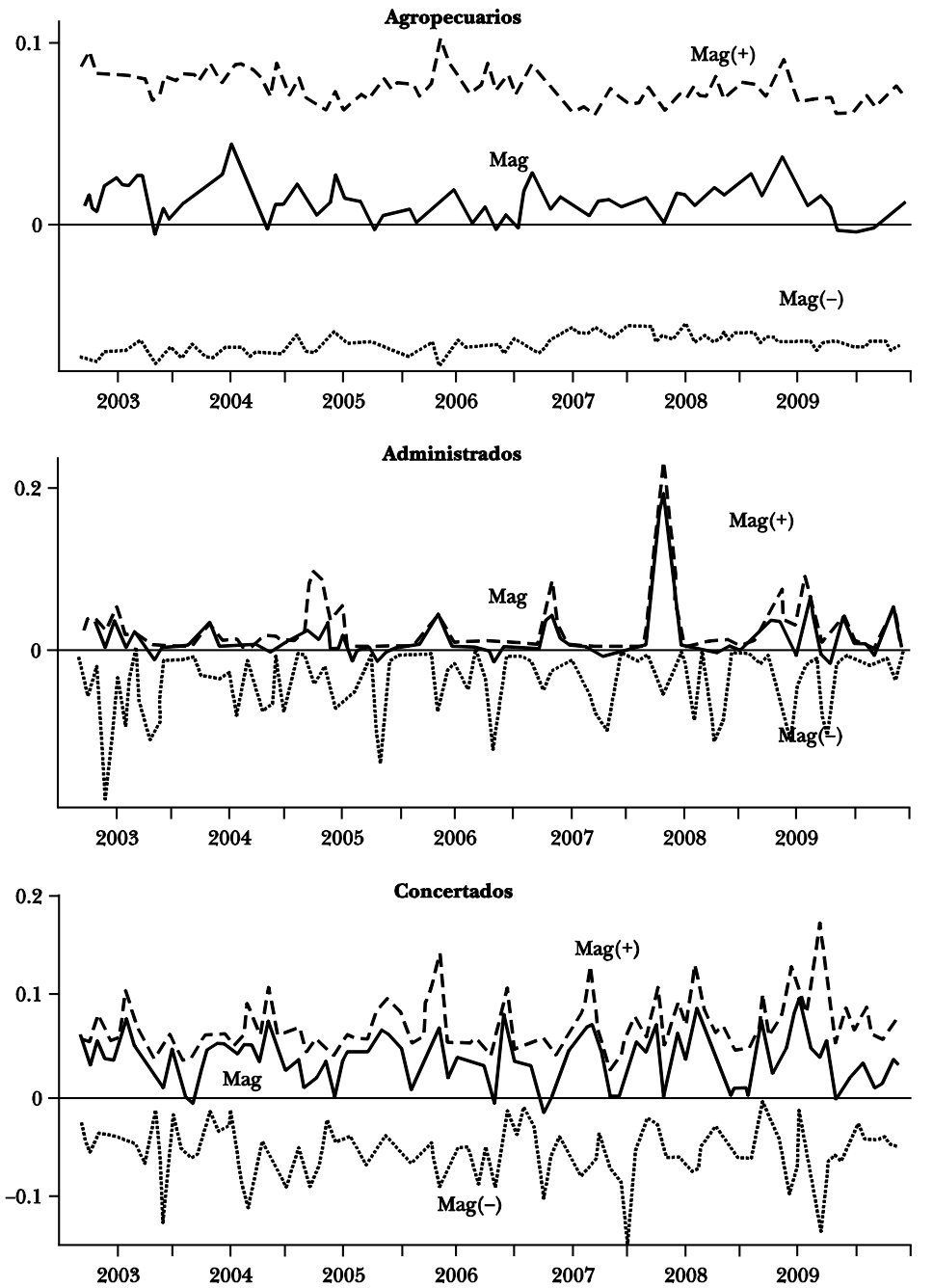
GRÁFICA XII. SERIES DE TIEMPO DE MAGNITUDES NO PONDERADAS DE CAMBIOS DE



PRECIOS, 2002-2009



GRÁFICA XII (*concluye*)



5. CONCLUSIONES

En el presente documento, se estudió la dinámica de los cambios de precios de las categorías de los productos incluidas en el INPC, utilizando microdatos publicados en el *Diario Oficial de la Federación* desde junio de 2002 a diciembre de 2009. Este periodo está caracterizado por un régimen de objetivos de inflación y por niveles de inflación históricamente bajos y estables, aunque ocurrieron algunos choques temporales. Los resultados principales son los siguientes:

- Una característica principal del comportamiento de la determinación de precios en México es la heterogeneidad entre los sectores. Como se esperó, hay grandes diferencias entre los sectores no concertados y concertados, pero también existen considerables diferencias entre los sectores no concertados.

- Al estudiar las frecuencias de los cambios de precios, los servicios parecen ser más rígidos que el promedio, y los productos agropecuarios cambian precios constantemente.

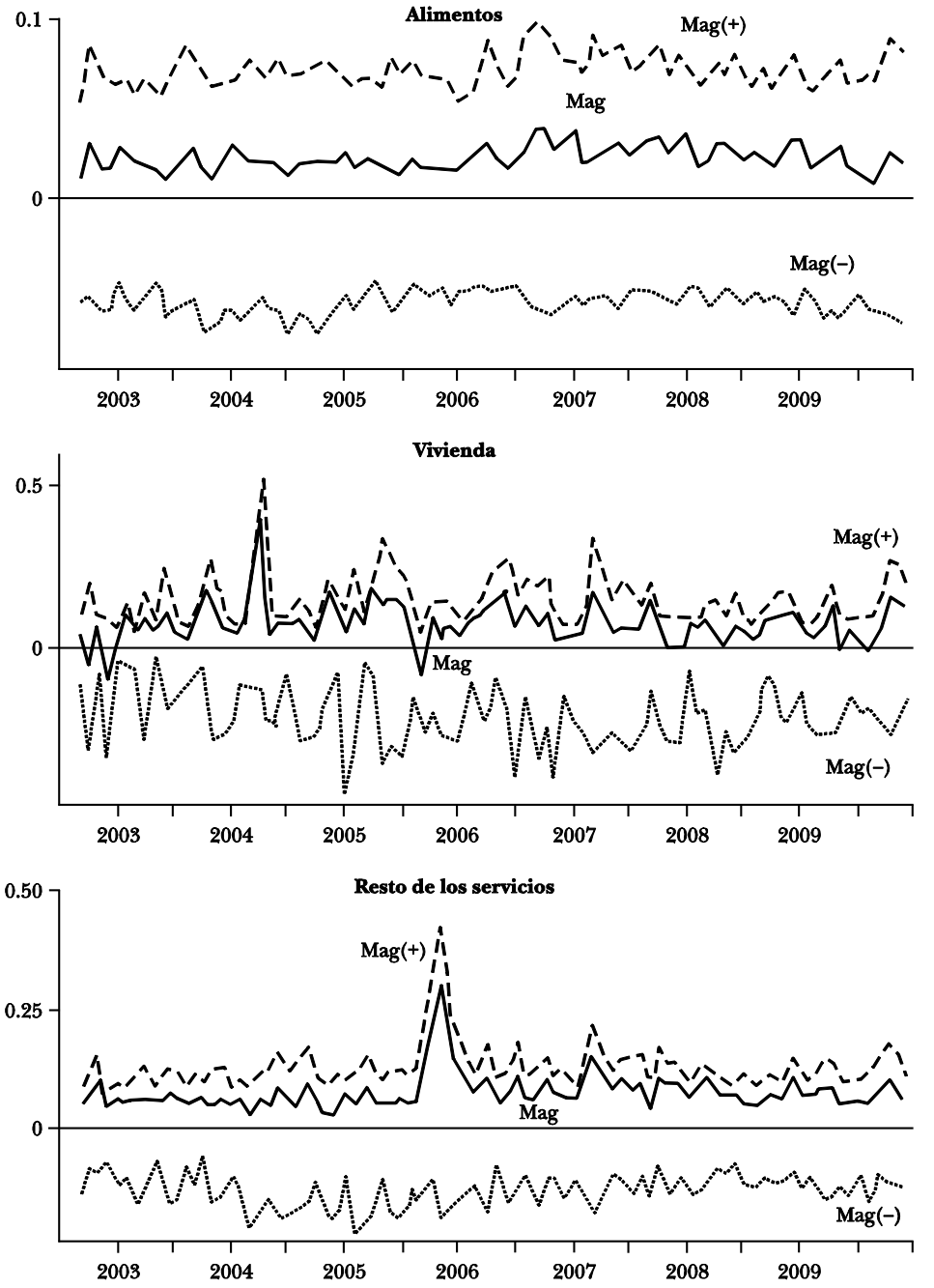
- Los incrementos de precios son más frecuentes que las disminuciones de precios. El sector agropecuario parece tener una distribución más simétrica en este caso y los servicios están más sesgados.

- La magnitud media de los cambios de precios también difiere entre los sectores. Ocurrieron muchos cambios pequeños de precios, pero los cambios grandes también existen.

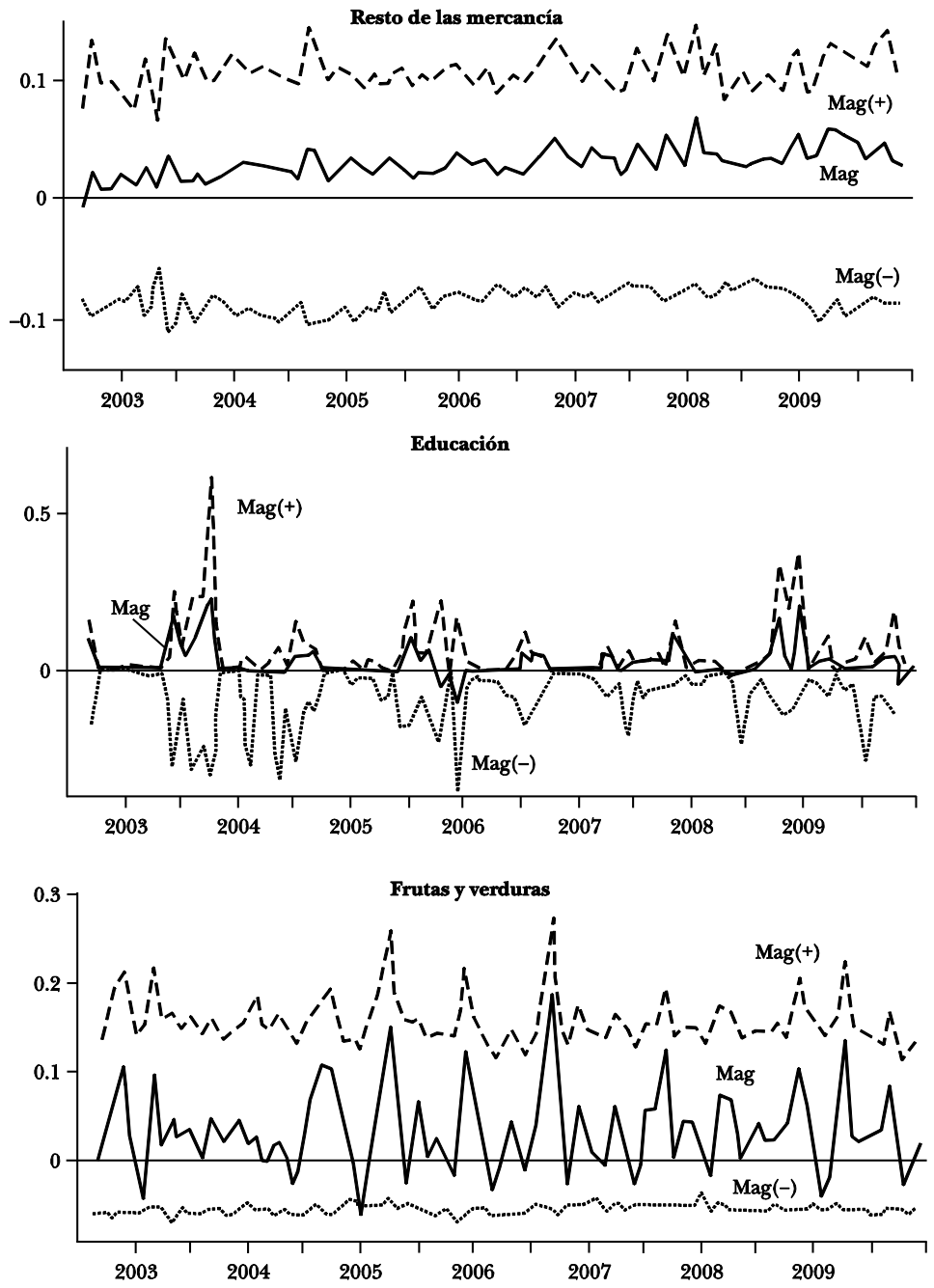
- Las frecuencias medias están correlacionadas con la inflación general anual, mientras que las magnitudes medias no parecen moverse tanto con esta serie de inflación. Cuando fuertes choques afectan a la inflación, la fracción de empresas que ajustan sus precios parece cambiar considerablemente.

Cuando se observan las series de tiempo, a principios de la presente muestra, las frecuencias y magnitudes medias fueron bastante estables. Sin embargo, cuando la inflación está considerablemente afectada por choques, principalmente las frecuencias de los cambios de precios responden. Aunque, en promedio, la formación de precios en México parece ser dependiente del estado (principalmente ante choques grandes), cada

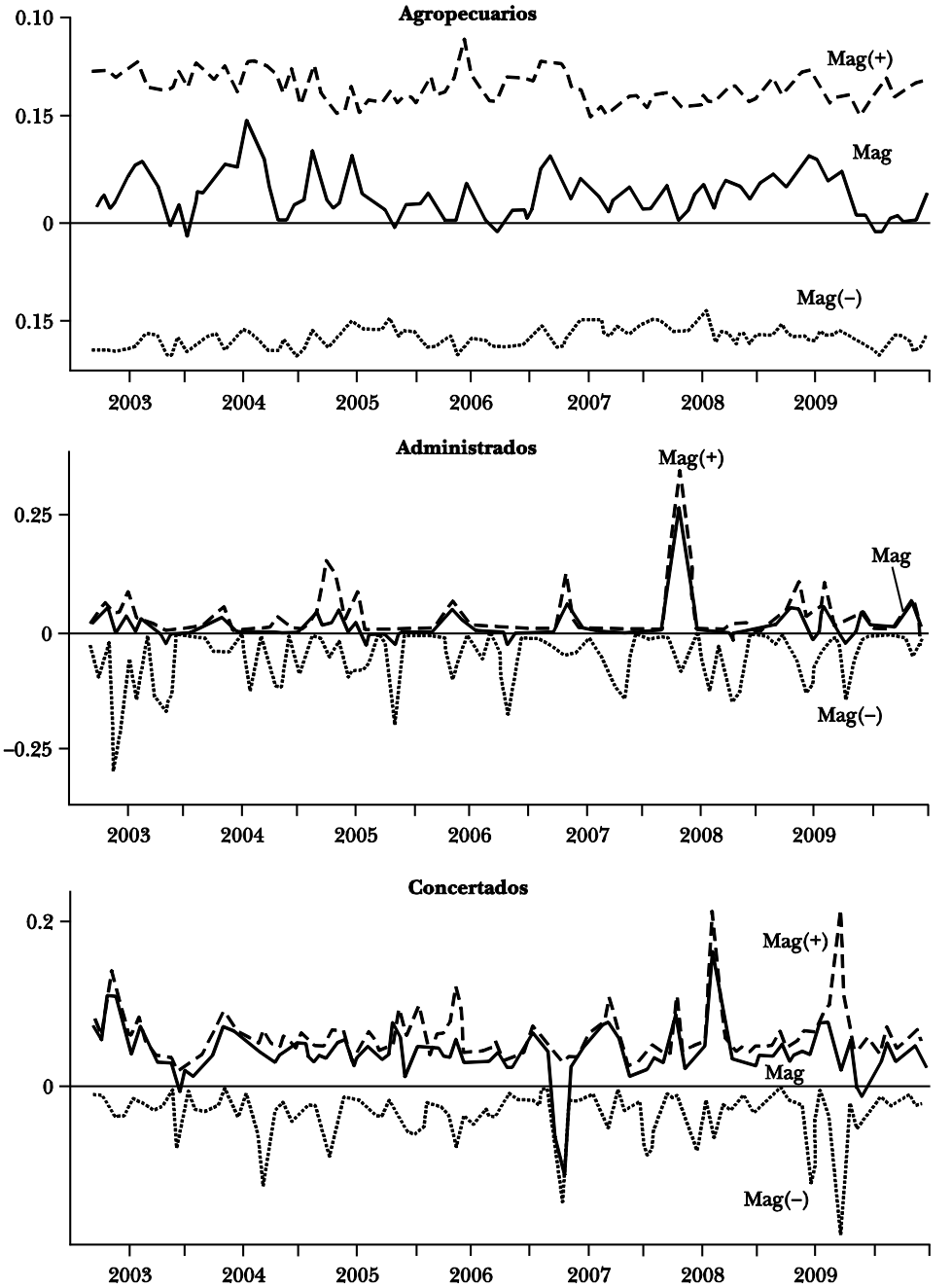
GRÁFICA XIII. SERIES DE TIEMPO DE MAGNITUDES PONDERADAS DE CAMBIOS DE



PRECIOS, 2002-2009



GRÁFICA XIII (*concluye*)



sector parece tener una estrategia distinta cuando determina los precios y también hay evidencia de comportamiento dependiente del tiempo.

El presente documento proporciona información inicial sobre el proceso de determinación de precios en México. Sin embargo, solamente presenta estadísticos descriptivos, y se debería entender como punto de partida para un mejor modelo o un análisis microeconómico de sectores específicos que puedan proveer conclusiones más profundas.

Anexo

Los resultados presentados en este documento se basan en los promedios mensuales de los precios recopilados de los genéricos que forman el índice nacional de precios al consumidor que se publican cada mes en el *Diario Oficial de la Federación*. Como se explicó en Gagnon (2009), el hecho de trabajar con promedios mensuales en lugar de precios recopilados puede introducir un sesgo en los resultados. Por ejemplo, si el cambio de precio para un genérico recopilado cada semana no ocurre al principio del mes, sino, por ejemplo, en la última semana, entonces el precio promedio de este mes será diferente del último precio observado. Este hecho puede causar que un cambio de precio dado se pueda reflejar en los promedios como dos cambios más pequeños consecutivos, por lo tanto, las frecuencias posiblemente están sobreestimadas y las magnitudes subestimadas cuando se utilizan los promedios.

En este anexo, se estimarán las frecuencias y magnitudes medias de los cambios de precios para algunos productos utilizando los precios recopilados en lugar de promedios mensuales. Eso permitirá entender qué tan sesgados están los resultados si se utilizan los promedios.

Las frecuencias y magnitudes medias mensuales de los cambios de precios, incrementos y disminuciones de precios se muestran en el cuadro A.1 para algunas de las categorías de productos del INPC utilizando los precios recopilados y no solamente sus promedios mensuales. Al comparar estas cifras con las correspondientes en los cuadros 6 a 14, se puede observar que, al utilizar los precios promedio mensuales, las frecuencias medias tienden a estar sobreestimadas y las magnitudes medias tienden a estar subestimadas. Sin embargo, todos los estadísticos están sesgados y en la misma dirección para todos los genéricos. Entonces, incluso cuando los resultados cuantitativos no son exactos, los resultados cualitativos del documento son adecuados.

CUADRO A.I. ESTADÍSTICOS DE ALGUNOS PRODUCTOS UTILIZANDO TODOS LOS PRECIOS RECOPILADOS EN LUGAR DE LOS PRECIOS MENSUALES PROMEDIO

Productos	*fr*	*fr(+)*	*dp*	*dp(+)*	*dp(-)*	*dur. impl.*	*dur. impl.(+)*	*fr*
Alimentos								
Refrescos embotellados	0.26	0.14	0.12	0.001	0.100	0.113	3.41	6.78
Cigarros	0.13	0.11	0.02	0.068	0.099	0.145	7.09	8.22
Otras mercancías								
Cerillos	0.10	0.07	0.03	0.166	0.346	0.209	9.99	15.06
Plaguicidas	0.31	0.17	0.14	0.003	0.147	0.167	2.66	5.39
Vivienda								
Servicios mantenimiento de vivienda	0.07	0.05	0.02	–0.014	0.171	0.56	15.20	20.49
Servicios domésticos	0.05	0.04	0.01	–0.042	0.214	0.912	18.21	23.73
Educación								
Primaria	0.17	0.14	0.03	0.040	0.064	0.085	5.26	6.35
Secundaria	0.15	0.12	0.03	0.033	0.079	0.167	6.27	7.88
Otros servicios	0.10	0.07	0.03	0.061	0.191	0.312	14.99	20.39
Servicios lavandería	0.05	0.04	0.01	0.062	0.190	0.358	17.41	22.92
Cine	0.07	0.06	0.01	0.049	0.110	0.204	12.92	16.14
Frutas y verduras								
Mango	0.44	0.24	0.20	0.021	0.281	0.283	1.73	4.42
Jitomate	0.87	0.44	0.43	0.001	0.338	0.345	0.48	1.71
Agropecuarios								
Hígado de res	0.31	0.17	0.14	0.014	0.171	0.180	2.65	5.25
Otros cortes de carne	0.31	0.18	0.13	0.007	0.112	0.143	2.69	4.95
Administrados								
Electricidad	0.86	0.70	0.16	0.007	0.039	0.127	0.51	0.84
Gasolina de bajo octanaje	0.75	0.72	0.03	0.005	0.008	0.081	0.72	0.79
Concertados								
Aceites lubricantes	0.18	0.12	0.06	0.030	0.099	0.109	4.94	7.68
Estacionamiento	0.05	0.04	0.01	0.030	0.297	0.750	19.97	26.96

Las conclusiones del presente documento se pueden obtener independientemente de los problemas inherentes del uso de precios promedio. Sin embargo, sería interesante, como trabajo futuro, utilizar todos los precios recopilados, y no solamente los promedios mensuales, para realizar las estimaciones, dado que se pueden estudiar características adicionales del proceso de determinación de precios (por ejemplo, sincronización, análisis de supervivencia, funciones de riesgo, uso de precios psicológicos y redondeados).

Referencias

Altissimo, F., M. Ehrmann, y F. Smets (2006), *Inflation Persistence and Price Setting Behaviour in the Euro Erea. A Summary of the IPN Evidence,* ECB (Occasional Paper Series, núm. 46).

Álvarez, L., e I. Hernando (2004), *Price Setting Behaviour in Spain. Stylised Facts Using Consumer Price Micro Data*, ECB (Working Paper, núm. 416).

Aucremanne, L. y E. Dhyne (2004), *How Frequently Do Prices Change? Evidence Based on the Micro Data Underlying the Belgian CPI,* ECB (Working Paper, núm. 331).

Baharad, E., y B. Eden (2004), "Price Rigidity and Price Dispersion: Evidence from Micro Data", *Review of Economic Dynamics,* vol. 7. núm. 3, pp. 613-41.

Ball, L., y N. G. Mankiw (1994), "Asymmetric Price Adjustment and Economic Fluctuations", *Economic Journal*, vol. 104, núm. 423, pp. 247-261.

Banco de México (2002a), *El índice nacional de precios al consumidor. Características y actualización de su base al año 2002*, Banco de México, México.

Banco de México (2002), *Informe sobre inflación abril-junio 2002*, Banco de México, México.

Banco de México (2010), "El índice nacional de precios al consumidor (INPC) refleja con toda confiabilidad la inflación en México", comunicado de prensa, Banco de México, México.

Baudry, L., H. Le Bihan, P. Sevestre y S. Tarrieu (2004), *Price Rigidity in France - Evidence from Consumer Price Micro-Data,* ECB (Working Paper, núm. 384).

Baumgartner, J., E. Glatzer, R. Rumler y A. Stiglbauer (2005), *How Frequently Do Consumer Prices Change in Austria? Evidence from Micro CPI Data,* ECB (Working Paper, núm. 523).

Bils, M., y P. Klenow (2004), "Some Evidence on the Importance of Sticky Prices", *Journal of Political Economy.* vol. 112, pp. 947-985.

Calvo, G. A. (1983), "Staggered Prices in a Utility-maximizing Framework", *Journal of Monetary Economics*, vol. 12, núm. 3, pp. 383-398.

Caplin, A., y D. Spulber (1987), "Menu Costs and the Neutrality of Money", *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 102, núm. 4, pp. 703-725.

Carvalho, C. (2006), "Heterogeneity in Price Stickiness and the Real Effects of Monetary Shocks", *The BE Journal of Macroeconomics*, vol. 2, núm. 1 (Frontiers), artículo 1.

Castañón, V., J. A. Murillo y J. Salas (2008), "Formación de precios en la industria manufacturera de México", *El Trimestre Económico,* vol. LXXV, núm. 297.

Dhyne, E., L. Álvarez, H. Le Bihan, G. Veronese, D. Dias, J. Hoffmann, N. Jonker, P. Lünnemann, F. Rumler y J. Vilmunen (2005), *Price Setting in the Euro Area: Some Stylised Facts from Individual Consumer Price Data,* ECB (Working Paper, núm. 524).

Dias, D., C. Robalo Marques y J. M. C. Santos Silva (2005), *Time or State Dependent Price Setting Rules? Evidence from Portuguese Micro data,* ECB (Working Paper, núm. 511).

Dotsey, M., R. G. King y A. L. Wolman (1999), "State-dependent Pricing and the General Equilibrium Dynamics of Money and Output", *Quarterly Journal of Economics*, vol. 114, núm. 2, pp. 655-690.

Gagnon, E. (2009), "Price Setting During Low and High Inflation: Evidence from Mexico", *Quarterly Journal of Economics*, vol. 124, núm. 3, pp. 1221-1263.

Hoffmann, J., y J. Kurz-Kim (2005), *Consumer Price Adjustment under the Microscope: Germany in a Period of Low Inflation,* texto mimeografiado, Deutsche Bundesbank.

Jonker, N., H. Blijenberg y C. Folkertsma (2004), *Empirical Analysis of Price Setting Behaviour in the Netherlands in the Period 1998-2003 Using Micro Data,* ECB (Working Paper, núm. 413).

Klenow, P., y B. Malin (2010), *Microeconomic Evidence on Price-Setting,* NBER (Working Paper, núm. 15826).

Klenow, P., y O. Kryvtsov (2008), "State-dependent or Time-dependent Pricing: Does It Matter for Recent U.S. Inflation?", *Quarterly Journal of Economics*, vol. 123, núm. 3, pp. 863-904.

Lünnemann, P., y T. Mathä (2005), *Consumer Price Behaviour in Luxembourg: Evidence from Micro CPI Data,* texto mimeografiado, Banque Centrale du Luxembourg.

Mackowiak B., y F. Smets (2008), *On Implications of Micro Price Data for Macro Models*, ECB (Working Paper, núm. 960).

Nakamura, E., y J. Steinsson (2008), "Five Facts about Prices: A Reevaluation of Menu Cost Models", *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 123, núm. 4, pp. 1415-1464.

Peltzman, S. (2000), "Prices Rise Faster than They Fall", *Journal of Political Economy*, vol. 108, núm. 3, pp. 466-502.

Ramos-Francia, M., y A. Torres (2005), "Reducing Inflation through Inflation Targeting: The Mexican Experience", en R. J. Langhammer y L. Vinhas de Souza (eds.), *Monetary Policy and Macroeconomic Stabilization in Latin America*, Kiel Institute for World Economics, Springer-Verlag, pp. 1-29.

Taylor, J. B. (1980), "Aggregate Dynamics and Staggered Contracts", *Journal of Political Economy*, vol. 88, núm. 1, pp. 1-23.

Veronese, G., S. Fabiani, A. Gattulli, y R. Sabbatini (2005), *Consumer Price Behaviour In Italy: Evidence From Micro CPI Data*, ECB (Working Paper, núm. 449).

Vilmunen, J., y H. Laakkonen (2005), *How Often Do Prices Change in Finland? Micro-Level Evidence from the CPI*, texto mimeografiado, Bank of Finland.

Rigideces de salarios

Introducción

María Teresa Ramírez

La presente sección del libro analiza la presencia de rigideces de salarios en dos países latinoamericanos: Chile y Colombia. El estudio de las rigideces salariales ha sido motivado por el efecto que estas podrían tener sobre el mercado laboral y sobre la política monetaria.

Por lo tanto, entender las causas de las rigideces salariales es esencial para la buena labor de las autoridades económicas, ya que estas rigideces determinan, en parte, la persistencia y volatilidad de la inflación. Adicionalmente, para un Banco Central este tipo de análisis es relevante porque contribuye a mejorar la microfundamentación de sus modelos de precios y salarios, al incorporar rigideces tanto nominales como reales.

Los estudios que se presentan a continuación utilizan datos a nivel microeconómico, lo cual permite examinar las rigideces salariales a nivel de individuo y de firma. Es de señalar que en América Latina, el estudio de las rigideces salariales utilizando microdatos y datos provenientes de encuestas parece no haber recibido suficiente atención. Hasta donde conocemos, existen cuatro excepciones: los artículos sobre Chile y Colombia que hacen parte de esta sección, Iregui *et al.* (2011), quienes examinan empíricamente la rigidez de salarios en Colombia con base en una muestra de salarios a nivel de firma,[1] y Castellanos *et al.* (2004), que analizan las rigideces salariales en México.[2]

[1] Véase Iregui, Melo y Ramírez (2011), "¿Son los salarios rígidos en Colombia?: análisis empírico con base en salarios a nivel de firma", *Monetaria*, vol. XXXIV, núm. 1, enero-marzo, pp. 63-91.

[2] Véase Castellanos, García-Verdú y Kaplan (2004), "Nominal wage rigidities in Mexico: evidence from social security records", *Journal of Development Economics*, vol. 75, pp. 507-533.

Como se mencionó, en esta parte del libro se presentan dos estudios para Latinoamérica. En particular, en el documento de Chile, Cobb y Opazo, utilizan información de 588,000 historias salariales, para el periodo diciembre 2001 a diciembre 2007, provenientes de la Asociación Chilena de Seguridad, con el fin de examinar la frecuencia de ajustes de salarios nominales en Chile y, en especial, la frecuencia de reducciones salariales, como medida de la rigidez del mercado laboral. Los autores encuentran que el número promedio de períodos que se demorarían los salarios en ajustarse sería cerca de nueve trimestres. Por otra parte, según sus estimaciones, el grado de flexibilidad a la baja de los salarios depende positivamente de la participación de trabajadores jóvenes y del tamaño de la empresa; por el contrario, depende negativamente de la proporción de empleados de altos ingresos.

En el caso de Colombia, Iregui, Melo y Ramírez, elaboran y aplican una encuesta a 1,305 empresas colombianas, con el fin de analizar la naturaleza y las fuentes de las rigideces salariales en el país. La encuesta también les permite a las autoras evaluar las distintas teorías de rigidez salarial que explicarían el comportamiento de las firmas con respecto al ajuste salarial en Colombia. Los resultados señalan la presencia de rigideces a la baja en los salarios reales y nominales en Colombia. Además, de acuerdo con la encuesta, las razones más importantes por las cuales las firmas no recortan salarios en épocas de difícil situación económica son: evitar la pérdida de trabajadores más productivos, y no disminuir la motivación de los empleados; razones relacionadas con la teoría de salarios de eficiencia.

Evidencia microeconómica de rigideces nominales de salarios en Chile

Marcus Cobb C. y Luis Opazo R.*

1. INTRODUCCIÓN

El mercado laboral, y en especial la dinámica que siguen los salarios, constituye un elemento central del análisis macroeconómico. En este contexto, el objetivo principal de este trabajo es proveer evidencia de la frecuencia de ajustes de salarios nominales en Chile y, en particular, la frecuencia de reducciones salariales como medida de la rigidez del mercado laboral. Para tales efectos, se utilizan microdatos pertenecientes a la Asociación Chilena de Seguridad (AChS), que consisten en 588,000 historias salariales para el periodo de diciembre del 2001 a diciembre del 2007.[1] Esta base de datos contiene información por trabajador sobre su género, edad, remuneración, empresa donde trabaja y sector económico de la misma.

Cabe señalar que a pesar del creciente interés a nivel internacional en

* M. Cobb C. y L. Opazo R., funcionarios de la División Estudios y de la División Política Financiera, del Banco Central de Chile, respectivamente. Los autores agradecen los comentarios y sugerencias de Roberto Álvarez, David Bravo, Luis Felipe Céspedes, Kevin Cowan, Jaime Ruiz-Tagle, dos árbitros anónimos y participantes del Taller sobre la Dinámica de Precios y Salarios 2009 (Banco Central de Chile), del Encuentro de la Sociedad de Economistas de Chile 2008 y de la XIV Reunión de la Red de Investigadores de Bancos Centrales del Continente Americano, 11-13 de noviembre de 2009 (Salvador, Bahía, Brasil). Publicado originalmente en *Economía Chilena,* Banco Central de Chile, vol. 13, núm. 1, abril de 2010, pp. 23-37. Errores u omisiones son responsabilidad de los autores. Correos electrónicos: ⟨mcobb@ bcentral.cl⟩ y ⟨lopazo@ bcentral.cl⟩.

[1] La Asociación Chilena de Seguridad es una organización privada sin fines de lucro que desarrolla programas de prevención de riesgos y provee cobertura de salud a sus afiliados en caso de accidente. Cerca del 35% del total de trabajadores asalariados pertenecen a ella.

este tipo de estudios, y la importancia del tema para la política monetaria, según nuestro conocimiento este es el primer estudio de su tipo para Chile.[2] Adicionalmente, el periodo muestral en estudio es de especial interés, ya que se caracterizó por tasas de desempleo cercanas al 10% hasta finales del año 2005, las que, posteriormente, descendieron hasta alcanzar un promedio del 7% en el año 2007. En este sentido, este escenario es especialmente atractivo para estudiar la frecuencia de los ajustes salariales en dicho contexto, aportando de este modo información que permita dimensionar de manera más integral el grado de flexibilidad laboral del mercado chileno durante dicho periodo, aspecto que ha estado presente en la discusión de numerosos estudios para el caso de Chile (Cowan *et al.*, 2005; Sapelli, 2007).

En particular, en este documento nos enfocamos en la rigidez al ajuste a la baja de los salarios nominales como primer paso de un proceso más integral de entendimiento de la dinámica salarial. Cabe señalar que el estudio de la frecuencia de reducción de los salarios nominales se considera en la literatura como una de las medidas para analizar la rigidez del mercado laboral. Sin embargo, es necesario mencionar que los trabajos para otros países no se restringen sólo a rigideces nominales, sino también a rigideces reales (Messina *et al.*, 2008; Hall, 2005; entre otros). Desde el punto de vista de la autoridad monetaria, cada uno de estos fenómenos conlleva diferentes problemas. Mientras una inflación más alta puede neutralizar los efectos de la rigidez nominal, esto no sucede cuando esta es real. Por otro lado, los efectos de la rigidez nominal se hacen notorios a nivel macroeconómico cuando la inflación es particularmente baja (Fehr y Goette, 2005).

En lo que se refiere a la metodología empleada en el estudio, se utiliza una técnica econométrica de detección de quiebres estructurales desarrollada por Bai y Perron (2003) para reducir los posibles errores de medición en los datos. Este enfoque ha sido utilizado antes por Gottschalk (2005) para Estados Unidos y se basa en el supuesto de que los salarios permanecen fijos por un cierto número de periodos y sólo tienen ajustes discretos. La metodología no sólo reduce errores de medición, sino que también se hace cargo de fluctuaciones temporales que no están necesariamente relacionadas con un cambio en el perfil salarial de los individuos como, por ejemplo, un bono prepactado. La desventaja de esto es que este tipo de modificación podría esconder movimientos en el salario

[2] Jadresic (1992) utiliza información agregada para identificar la rigidez en Chile.

de un esquema flexible de salarios (o los movimientos de un componente variable, como sería el caso de personas que trabajan en ventas) al considerar los cambios reales como errores de medición. Sin embargo, el hecho de que los resultados de Gottschalk (2005) permitan conciliar las estimaciones a partir de una encuesta a nivel nacional con información macroeconómica de tipo administrativo sugiere que los beneficios de la metodología sobrepasan sus potenciales desventajas.

El resultado principal que proviene de examinar las historias salariales recopiladas es que el número promedio de periodos que se demorarían los salarios en ajustarse sería algo superior a nueve trimestres, con algunas diferencias entre sectores. En lo que se refiere a los factores determinantes de tales ajustes, el grado de flexibilidad a la baja de los salarios dependería positivamente de la participación de trabajadores jóvenes (menos de 30 años), positivamente del tamaño de la empresa y negativamente de la proporción de trabajadores de altos ingresos. Los efectos sectoriales son significativos en términos estadísticos y económicos.

El resto del documento consiste en cuatro secciones. La sección 2 provee una revisión de la evidencia internacional. La sección 3 describe la base de datos. La sección 4 presenta las estimaciones de frecuencia de ajuste así como el análisis de los factores determinantes. La sección 5 resume los principales resultados.

2. EVIDENCIA INTERNACIONAL

Los estudios más recientes en el área de ajustes salariales nominales a la baja han sido abordados utilizando estimaciones basadas en microdatos.[3] Los resultados, sin embargo, varían de un país a otro (cuadro 1). Por ejemplo, en el caso de México, la frecuencia de reducción salarial es de 21% para el periodo 1983-1986, mientras en Canadá se encontraría entre 0.3% y 0.4%. Por otra parte, las estimaciones difieren significativamente incluso en estudios para un mismo país. Por ejemplo, Blinder y Choi (1990) encuentran que los salarios en Estados Unidos son relativamente flexibles, mientras que Altonji y Devereux (1999) concluyen que estos son bastante rígidos. Incluso en casos en los que se cita la misma fuente de información, diferentes autores llegan a conclusiones contradictorias. Así,

[3] Otra línea de estudio corresponde a Fortin y Dumont (2000) y a Farès y Lemieux (2001), quienes utilizan la curva de Phillips y distintas medidas de crecimiento de salarios para hacer inferencias sobre rigidez salarial.

por ejemplo, McLaughlin (1994, 1999) argumenta ausencia de rigideces salariales basado en Panel Study of Income Dynamics (PSID), en tanto Card y Hyslop (1997) encuentran evidencia de lo contrario con la misma base de datos.

CUADRO 1. ESTUDIOS SELECCIONADOS DE RIGIDEZ SALARIAL, 1970-2001

Estudio	*Periodo*	*Frecuencia anual de reducción de salarios (porcentaje)*
México		
Castellanos *et al.* (2004)	1986-2001	24.2
Estados Unidos[a]		
McLaughlin (1994)	1976-1986	17.3
Card y Hyslop (1996)	1976-1993	15.0-20.0
Kahn (1997)	1970-1988	10.6-24.3
Akerlof *et al.* (1996)	1994-1995	1.6-5.8
Altonj y Devereux (1999)	1971-1992	0.5-2.5
Gottschalk (2005)	1986-1993	1.5-2.0
Australia		
Dwyer y Leong (2000)	1987-1999	3.5-8.0
Canadá		
Faruqui (2000)	1983-1986	0.3-0.4
	1996-1999	0.2-1.3
Suiza		
Fehr y Goette (2005)	1991-1997	6.8-15.5

[a] Información encontrada en Gottschalk (2005).

Es necesario señalar que por diferentes razones las cifras del cuadro 1 no son directamente comparables unas con otras y sólo se presentan para dar una idea de la diversidad de estudios, estimaciones y complejidad en sí de la estimación de la frecuencia de ajustes salariales a la baja. Así, por ejemplo, la comparabilidad puede verse afectada por el hecho de que los distintos países y periodos considerados en tales estudios implican, con una alta probabilidad, diferentes escenarios macroeconómicos; un ejemplo simple es que una cierta cifra tendrá una lectura distinta si se calcula en un periodo de inflación alta o baja. Más aún, si el país y el periodo analizado en dos estudios son los mismos, la diferencia de metodologías y fuentes de información atenta directamente contra la comparabilidad de tales estudios. Por ejemplo, el uso de una encuesta a nivel nacional requerirá un enfoque distinto al de un estudio basado en información administrativa de empresas particulares y, potencialmente, podrán responder un conjunto distinto de preguntas.

Lo expuesto deja en claro que se debe evitar comparar estudios directamente sin antes establecer de forma clara y precisa las diferencias entre ellos. Con respecto a este punto, es importante mencionar dos iniciativas que se están llevando a cabo actualmente. Por un lado está el International Wage Flexibility Project (IWFP), el cual corresponde a una red que estudia rigideces salariales para 17 países de la OECD y cuyos resultados preliminares sugieren que las rigideces reales predominan por sobre las nominales en países de Europa, no así en Estados Unidos y el Reino Unido (Dickens *et al.*, 2007). Por otro lado, el Wage Dynamics Network del Banco Central Europeo (WDN) ha conducido recientemente varias encuestas referentes a temas como ajuste de márgenes y sincronización de precios y salarios, entre otros.[4] Algunas de estas encuestas concluyeron que las reducciones salariales son muy infrecuentes.[5]

3. LOS DATOS

3.1 Información general

La base de datos se construye a partir de la información mensual entregada a la AChS por sus empresas afiliadas durante el periodo 2001m12-2007m12. La información se recolecta a partir de planillas de sueldos provistas por cada empresa que contienen el sueldo imponible de cada trabajador, es decir, incluye tanto el componente variable como el fijo de las remuneraciones, y las características personales de género y edad de los trabajadores. Además, se cuenta con la información respecto del sector económico al que pertenece la compañía a un nivel de clasificación de un dígito, a saber: agricultura; minería; industria; construcción; electricidad, gas y agua; comercio; transporte; y servicios.

Es importante destacar que la otra fuente de información nacional disponible sobre remuneraciones, la encuesta de remuneraciones del Instituto Nacional de Estadísticas (INE), no permite realizar estudios de la naturaleza del que se presenta en este trabajo. En efecto, la encuesta del INE sólo provee información por empresa, básicamente costo por concepto de salarios y número de empleados, por lo que no permite examinar

[4] La WDN organizó una conferencia para presentar avances en Fráncfort, en junio del 2008.

[5] Babecky *et al.* (2009), muestran que sólo 398 de 14,122 (2.82%) encuestados declaran una reducción salarial en los últimos cinco años.

directamente el fenómeno de flexibilidad laboral a nivel microeconómico. Además, cabe destacar que la información proveniente de la AChS tiene una cobertura en torno al 35% de los trabajadores asalariados y de alrededor del 25% de las empresas en el país, lo cual se traduce en una buena cobertura muestral del estudio.[6] Por último, según análisis previos, la información proporcionada a la AChS no tendría problemas de registro de significancia.[7]

En cuanto a las limitaciones de la base de datos, la más importante es que carece de información respecto de horas trabajadas, lo que significa que no se pueden aislar los efectos de un cambio salarial de los de un cambio en las horas trabajadas. Por otra parte, los salarios informados están truncados al salario máximo imponible. Este límite se encontraba, en diciembre del 2007, en unos 2,300 dólares estadounidenses (USD) al mes y, según encuestas de distribución de ingresos, afectaría en torno al 5% de los trabajadores asalariados chilenos.

Además, la información se limita a las empresas afiliadas, por lo que el estudio de flujos de empleo es poco viable. Finalmente, el uso de la AChS como fuente de información restringe el estudio de la dinámica salarial a empleados pertenecientes al sector formal; por ende, la presente base de datos no puede emplearse para efectos del estudio del salario de los trabajadores informales.

3.2 Selección de datos

La base original consiste en la información de salarios de un promedio mensual de 1.5 millones de trabajadores para el periodo examinado. Esta base se utilizó para construir un conjunto desequilibrado de las historias salariales de los trabajadores; en particular si un trabajador deja de trabajar en empresas pertenecientes a la AChS, entonces su historia salarial se descontinúa. Este punto, en línea con estudios previos en esta materia (ver más adelante), es abordado estableciendo criterios de presencia mínima en la base de observaciones de cada individuo.[8] Habida

[6] Basado en información del Servicio de Impuestos Internos.

[7] Aravena (2006) encuentra que problemas tales como la repetición del identificador del trabajador e información faltante no son significativos para usos generales, esto para los años 2002 a 2005.

[8] Cabe señalar que el no saber con certeza si los trabajadores que dejan de aparecer en empresas afiliadas a la AChS pasan a un estatus de desempleado o se cambian a otra empresa ajena a la AChS limita fuertemente el estudio de los flujos y la transición de empleos.

consideración de lo anterior, para tales efectos fue necesario filtrar la base debido a la presencia de ciertas inconsistencias, probablemente producidas por el ingreso manual de la información, información incompleta, historias truncadas o la aparición esporádica de trabajadores.[9] En términos concretos, los trabajadores que cumplieran alguno de los siguientes criterios fueron eliminados de la base de datos:

i) Número de identificación igual al de otro trabajador dentro del mismo periodo.

ii) Salario mayor que el máximo imponible o menor que el mínimo legal vigente.

iii) Salario igual al máximo imponible por más de dos periodos consecutivos.

Cabe señalar que los criterios *(i)* y *(ii)* controlan inconsistencias en los datos, mientras el criterio *(iii)* busca eliminar historias salariales que estén truncadas a partir de un cierto periodo y que, por lo tanto, puedan llevar a subestimar el grado efectivo de flexibilidad salarial. En relación con el criterio *(i)*, encontramos que, en promedio, un 4% de los identificadores no son únicos dentro de un mismo mes. En cuanto a los criterios *(ii)* y *(iii)*, la muestra contiene en promedio un 2% de trabajadores para los que se informa un salario inferior al mínimo legal, mientras un 3% de las observaciones implicarían un salario truncado, es decir, igual o superior al máximo por más de dos periodos consecutivos.

Una vez filtrada la base, en línea con el enfoque de Fehr y Goette (2005), se construye una muestra con aquellos trabajadores que presentan una historia salarial de al menos 24 meses consecutivos. Este procedimiento busca seleccionar historias salariales lo suficientemente largas como para inferir de mejor manera la dinámica de ajustes de los salarios.

La muestra final, que contiene un promedio de 429,000 trabajadores por mes, representa aproximadamente el 11% de los trabajadores chilenos a nivel nacional (cuadro 2). En lo que respecta a los sectores económicos,

[9] En aquellos casos en que no hay información de salarios por no más de tres periodos consecutivos, y siempre y cuando el trabajador vuelva a trabajar con el mismo empleador, se supone que el trabajador permaneció empleado en la empresa, pero la compañía dejó de informar el salario. Cuando el salario no cambia durante dicho lapso, se supone que este permaneció constante en los periodos sin datos; mientras que si el salario sí cambió, el ajuste salarial se imputa suponiendo una probabilidad uniforme de ajuste salarial en aquellos periodos con datos faltantes.

CUADRO 2. NÚMERO DE TRABAJADORES EN LA MUESTRA POR SECTOR ECONÓMICO

	Número de trabajadores[a]	*Porcentaje sobre trabajadores asalariados*[b]
Agricultura	36,455	8.4
Minería	2,302	3.1
Industria	89,417	14.0
Construcción	14,574	4.1
Electricidad, gas y agua	3,131	11.3
Comercio	68,414	10.8
Transporte	18,785	5.7
Servicios	195,067	13.7
Total	*428,528*	*10.9*

FUENTE: Elaboración propia con base en información de la AChS.
[a] Promedio muestral. [b] Estimación basada en la información publicada por el Instituto Nacional de Estadísticas.

la mayor representatividad se observa en el caso de los sectores de Servicios e Industria con un 14%; el resto de los sectores fluctúa entre 3% y 11%, lo que permite un margen de confianza razonable para nuestras estimaciones.

En lo que se refiere al número de empresas, la base de datos incluye información de trabajadores provenientes de algo más de 50,000 empresas (cuadro 3), lo cual, según la información del Servicio de Impuestos Internos de Chile, equivaldría a una representatividad en torno al 23% del

CUADRO 3. NÚMERO DE EMPRESAS EN LA MUESTRA POR SECTOR Y NÚMERO DE TRABAJADORES

	Total	*Menos de 10 trabajadores*	*De 11 a 199 trabajadores*	*200 trabajadores o más*
Agricultura	7,928	4,351	3,419	158
Minería	367	138	199	30
Industria	11,598	6,090	5,166	342
Construcción	4,603	2,345	2,188	70
Electricidad, gas y agua	490	316	157	17
Comercio	7,330	3,749	3,324	257
Transporte	4.329	2,853	1,427	49
Servicios	13,843	5,998	7,101	744
Empresas en la base	*50,488*	*25,840*	*22,981*	*1,667*
Base/total de empresas en Chile (%)	*23.3*	*16.6*	*40.1*	*35.1*

FUENTE: Elaboración propia con base en información del Servicio de Impuestos Internos y la Asociación Chilena de Seguridad.

total de compañías registradas en Chile.[10] Respecto de la distribución de las empresas, la participación de las pequeñas, medianas y grandes corresponde al 51%, 46% y 3% de la muestra, y la cobertura por tamaño es del 17%, 40% y 35%, respectivamente. En este sentido, la muestra empleada tiende a sobrerrepresentar las empresas de tamaño mediano y mayor, situación que sugiere que los análisis posteriores deberían considerar el análisis de los ajustes salariales por tamaño de empresa para no influenciar las estadísticas agregadas.

En lo que respecta a la representatividad de la muestra según características de los trabajadores, la distribución de la muestra no difiere significativamente de la poblacional publicada por el INE en lo que se refiere a género; sin embargo, los trabajadores más jóvenes se encontrarían subrepresentados respecto del total nacional (cuadro 4).

CUADRO 4. REPRESENTATIVIDAD DE LA MUESTRA: EDAD Y GÉNERO

	Muestra (porcentaje)	*Población (porcentaje)*
Género		
Femenino	37.7	35.2
Masculino	62.3	64.8
Edad		
Menos de 30	17.4	27.5
De 30 a 49	60.0	55.2
50 o más	20.6	17.3

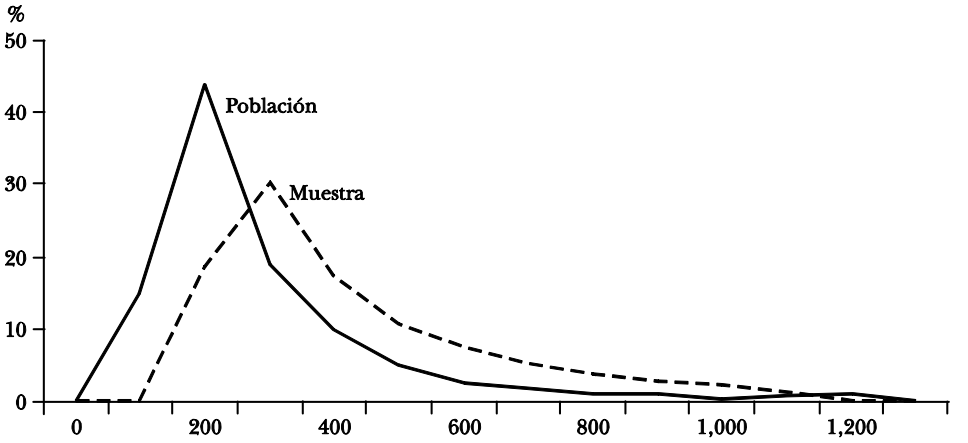
FUENTE: Elaboración propia con datos de la AChS y el Instituto Nacional de Estadísticas.

Relativo a la representatividad de la muestra en relación con la distribución de salarios, se observa un sesgo al alza respecto de la distribución derivada de la Encuesta de Protección Social (gráfica I). Este hecho no sorprende, dadas las características de la base de datos utilizada. Las empresas afiliadas a la AChS pertenecen al sector formal, por lo que no pueden pagar salarios inferiores al mínimo legal, lo que explica la ausencia de trabajadores que ganan menos del mínimo en la muestra. En consecuencia, las estimaciones que se obtienen se refieren a empresas y trabajadores asalariados que pertenecen al sector formal.

Como un último punto referente a la muestra utilizada, cabe mencionar que en la estimación de los factores determinantes de la flexibilidad salarial que se realiza en la sección 4.2 se aplican dos criterios adicionales para depurar la base y así controlar por las características de los trabajadores.

[10] La estimación considera todas las empresas con al menos un empleado.

GRÁFICA I. REPRESENTATIVIDAD DE LA MUESTRA EN LA DISTRIBUCIÓN DE SALARIOS, 2004



FUENTE: Distribución poblacional derivada de la Encuesta de Protección Social, Universidad de Chile.

Esto es, de la base que se utiliza para calcular las frecuencias de ajuste, se excluyen las historias salariales de aquellos trabajadores que cumplen una de las siguientes condiciones:

i) edad o género no especificado;

ii) edad mayor de 90 o menor de 15 años.

Los casos que caen dentro de una de estas categorías son del orden del 25% de la base original. Concretamente, la muestra que no presenta información respecto del género del trabajador asciende al 9% y la que no cumple los criterios de edad, a un 23%. De este modo, como resultado de estos ajustes, la base utilizada en la estimación de los factores determinantes de la frecuencia de ajustes salariales contiene cerca de 336,000 historias salariales promedio por mes. Nótese que el número de historias salariales contenidas en el conjunto de datos que no considera el filtro por falta de género o edad sobre 90 y bajo 15 años difiere en algo menos significativamente del conjunto que se obtiene sin aplicar estos criterios –es decir, un 23% frente al 21.5%–, lo cual refleja un pequeño traslape entre la población que no cumple los dos criterios antes mencionados en forma simultánea.

3.3 Ajustes salariales

Tal como se mencionó más arriba, los salarios que se informan en la

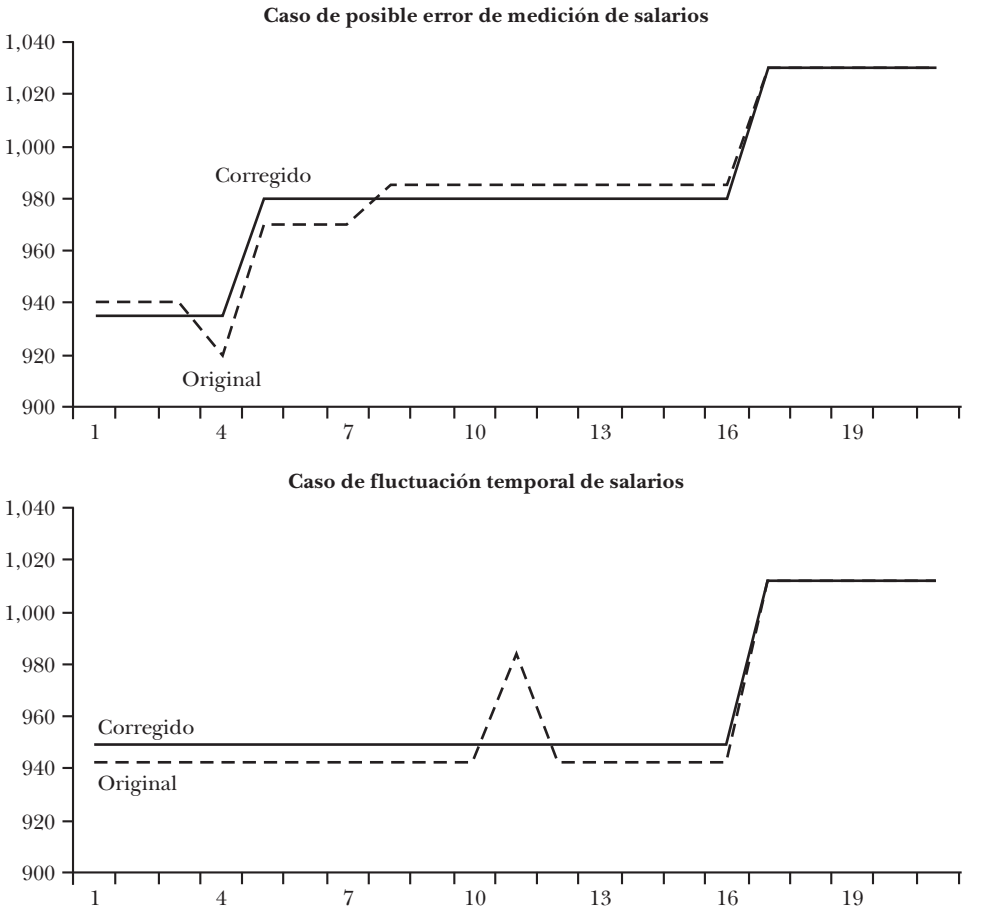
base pueden estar sujetos a errores de medición, y eventualmente incluir fluctuaciones temporales que no representen necesariamente cambios efectivos en el salario de un trabajador. Un ejemplo es el caso de un bono fijo de fin de año acordado por contrato o beneficios como el bono de escolaridad que entregan algunas compañías a funcionarios con hijos al inicio de cada año escolar.

Dado este fenómeno, los salarios son corregidos siguiendo el enfoque usado por Gottschalk (2005). La metodología descansa sobre el supuesto de que los salarios nominales permanecen fijos por un número de periodos y, cuando se ajustan, se mueven de manera discreta. Este supuesto se aplica mediante la metodología de detección de quiebres estructurales desarrollado por Bai y Perron (2003).

Considerando lo anterior, se advierte inmediatamente que el supuesto fundamental de esta metodología tiene como potencial desventaja ignorar cambios de salario de corta vigencia debido a que la identificación del cambio requiere que el ajuste tenga un impacto significativo en el salario promedio. Esto podría tener como consecuencia subestimar el nivel efectivo de flexibilidad salarial. Sin embargo, los resultados derivados de esta metodología para el caso de Estados Unidos sugieren que dicha desventaja no desempeñaría un papel importante. En efecto, una lectura directa de la encuesta PSID indica que en torno al 17% de los trabajadores encuestados experimentarían una reducción salarial una vez al año, pero una vez que esta base es corregida por el método propuesto por Gottschalk (2005) se llega a la conclusión de que esta cifra sobreestima a la real aproximadamente por un factor de tres, encontrándose la estimación corregida en línea con otras estimaciones realizadas con información administrativa provista por empresas particulares.

En la gráfica II se ilustra la aplicación de la metodología de ajuste. La sección superior presenta una historia salarial de la base y su respectiva historia corregida. Se observan fluctuaciones en la serie efectiva de salarios alrededor de la fecha en que efectivamente ocurre un cambio discreto en el salario —línea discontinua—, mientras la línea continua corresponde a la secuencia salarial una vez aplicado el método de Gottschalk (2005). Tal como allí se observa, la historia simulada sigue bastante de cerca a la secuencia de salarios original; sin embargo, esta ignora pequeñas desviaciones en los meses tres y seis. En la sección inferior, por otro lado, se replica el efecto de un bono en la historia salarial. La metodología de cambio estructural, como es de esperarse, considera el bono como un evento transitorio y no como un cambio de salario

GRÁFICA II. SALARIO ORIGINAL Y CORREGIDO[a]



FUENTE: Elaboración propia basada en información de la AChS.
[a] Según la metodología en Gottschalk (2005).

significativo.[11] Sin embargo, es necesario señalar que el método sí identifica como cambios salariales aquellos casos donde la magnitud de los eventuales bonos cambia significativamente. Por ejemplo, si una historia salarial considera un bono equivalente a un salario en diciembre de cada año, entonces el método asumirá un salario constante e igual a 1+1/12 salarios por mes; en cambio, si se observa que el bono de diciembre aumenta a dos salarios por mes, entonces la metodología implicará un salario de

[11] El anexo contiene una descripción detallada de la metodología.

1+1/12 salarios mensuales para el periodo previo al aumento y, para el periodo posterior al cambio, el salario mensual promedio será de 1+2/12 salarios mensuales.

Cabe señalar que en términos agregados la aplicación de la metodología de cambio estructural no modifica de forma significativa la distribución del nivel de salarios; sin embargo, el impacto en la frecuencia de cambios es significativo (gráfica III). En efecto, la frecuencia de cambio sin ajustar es más o menos simétrica centrada en un número poco mayor que cero, mientras que la de la base ajustada muestra una distribución claramente asimétrica con un sesgo hacia los incrementos salariales. Estos resultados implican que, si no se aplicara la metodología, la frecuencia muestral de ajustes reflejaría una flexibilidad significativamente mayor que la que se obtendría ajustando la base. Considerando los resultados de Gottschalk (2005), las series sin ajustar, con una probabilidad alta, sobrestimarían la frecuencia real de ajuste.

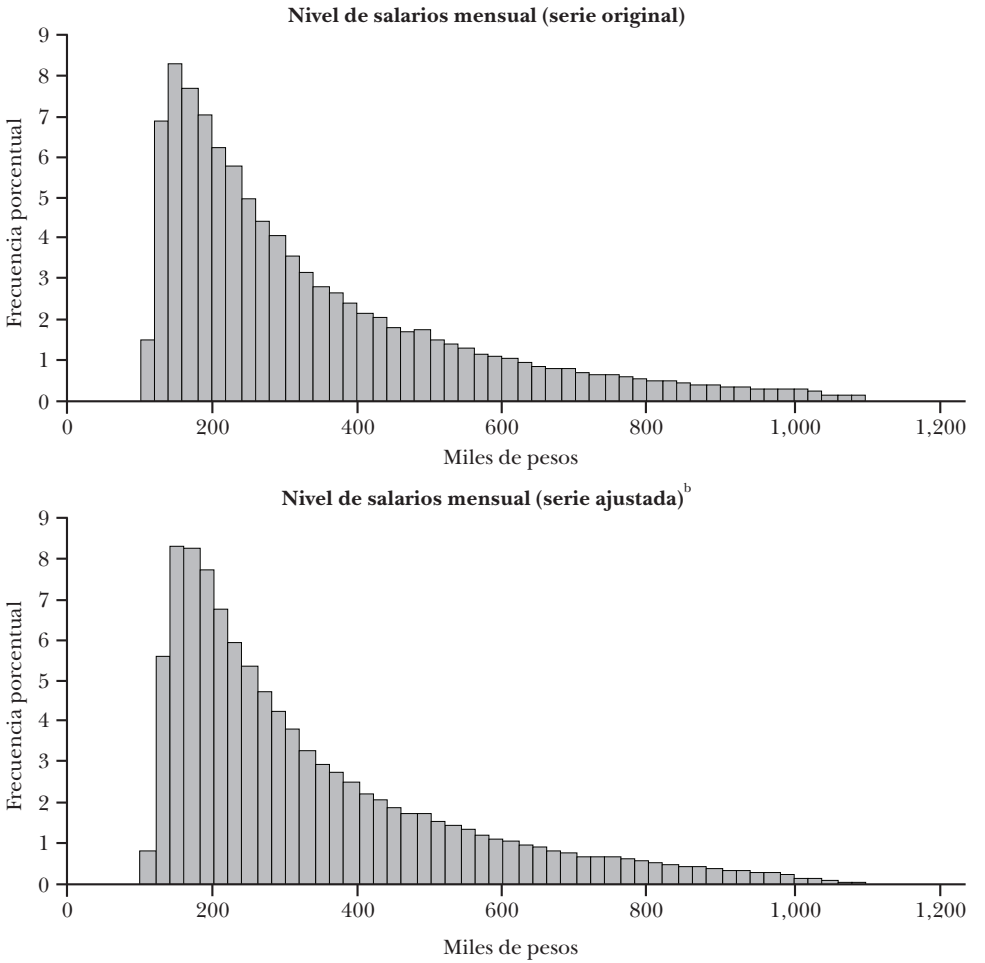
4. AJUSTES SALARIALES EN CHILE

4.1 Caracterización de la frecuencia de ajustes en Chile

Las estimaciones de ajustes salariales están divididas entre los cambios salariales no asociados a cambio de empresa por parte del trabajador y los que coinciden con trabajadores que cambian de empresa. Para el primer grupo, la frecuencia de ajuste promedio es de un 3.7% al mes, siendo los incrementos y disminuciones del 3.4% y 0.3%, respectivamente. Estas cifras sugieren que el tiempo que tomaría para que todos los salarios de la economía se ajustaran sería, en promedio, algo más de nueve trimestres (cuadro 5). Este último resultado es coherente con las estimaciones obtenidas en un modelo DSGE para Chile, donde el promedio de ajuste es de 12.5 trimestres con una cota inferior de 5.6 y un nivel de confianza del 66%.[12] Adicionalmente, la frecuencia de reducción de salarios nominales es bastante baja, lo cual, en cierta medida, sugiere que el mercado laboral podría exhibir un bajo grado de flexibilidad salarial como sugieren estudios tales como Cowan *et al.* (2005). Es necesario señalar que si no se aplicase la metodología de ajuste propuesta por Gottschalk (2005), la frecuencia de reducciones salariales ascendería al 30.97%, cifra muy por

[12] Esta estimación se obtiene a partir de métodos bayesianos aplicados a un modelo DSGE para Chile. Ver Caputo *et al.* (2006).

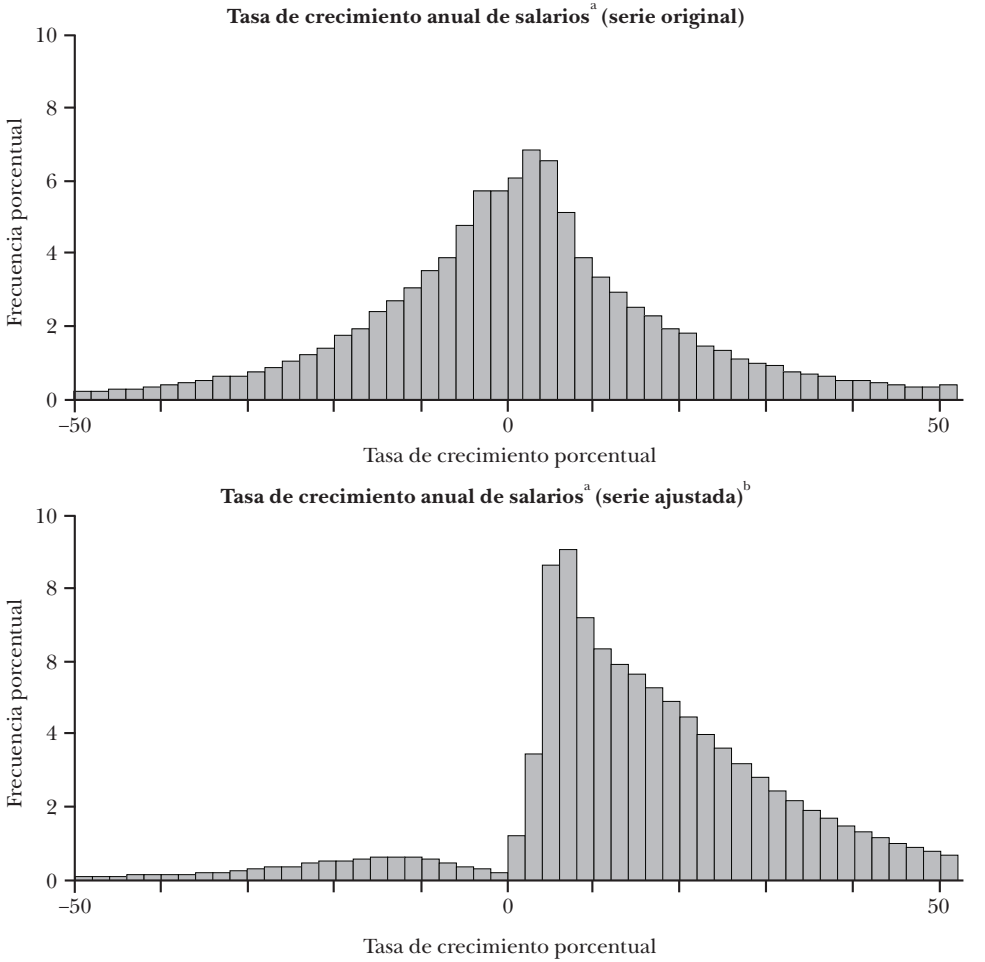
GRÁFICA III. HISTOGRAMAS DE NIVEL Y CRECIMIENTO ANUAL DE SALARIOS



FUENTE: Elaboración propia basada en información de la AChS.
[a] Sólo considera cambios de salario efectivos. [b] Según la metodología en Gottschalk (2005).

encima de la mayor de las estimaciones para otros países y de lo esperado para este tipo de estadísticos.

Entre aquellos trabajadores que cambian de empresa, encontramos que el 34% experimenta un incremento salarial, mientras que un 24% enfrenta una reducción salarial y en torno al 42% no ve un cambio significativo en su salario. El hecho de que el cambio de empresa no esté vinculado única y exclusivamente a mejoras salariales podría estar asociado a



alguno de los siguientes dos elementos. Primero, la flexibilidad parcial de los salarios tiene como contrapartida el desempleo laboral, situación que en definitiva se traduce en que parte de los cambios laborales presentes en los datos sea de carácter involuntario y, en consecuencia, no necesariamente asociados a mejoras salariales. Segundo, este resultado también sería coherente con la presencia de factores complementarios al salario para identificar los beneficios asociados a trabajar en un determinado lugar

CUADRO 5. FRECUENCIA DE AJUSTES SALARIALES EN CHILE

Ítem	*Cambios salariales (por mes, porcentaje)*	*Tiempo promedio para un ajuste completo (trimestres)*	*Incrementos salariales (por mes, porcentaje)*	*Disminuciones salariales (por mes, porcentaje)*
Sin cambio de empresa	3.68	9.05	3.36	0.32
Con cambio de empresa[a]	58.90	–	35.40	23.50

FUENTE: Elaboración propia con datos de la AChS.
[a] Frecuencia calculada considerando el último salario en la empresa anterior.

y, en consecuencia, un trabajador podría estar dispuesto a cambiar de empresa por un menor salario si hubiera algún otro elemento que compensara el menor salario; por ejemplo, mejores proyecciones laborales, mayor flexibilidad horaria, u otro. El papel específico de cada uno de estos factores, sin embargo, no es posible de establecer con la información disponible y escapa al objetivo del presente trabajo.

El análisis por tamaño de empresa indica que las empresas pequeñas tienen una frecuencia levemente mayor que la de los otros dos grupos (cuadro 6). Sin embargo, la magnitud de dichas diferencias no parece significativa. Considerando la frecuencia de reducciones salariales como un indicador más directo de flexibilidad laboral, las compañías más grandes serían las más rígidas. Sin embargo, estas cifras deben considerarse con precaución, pues estas frecuencias pueden estar afectadas no sólo por el tamaño de la empresa sino también por las características de los trabajadores. En la sección siguiente se realiza un análisis formal de la incidencia de dichas características en la frecuencia de ajustes.

CUADRO 6. FRECUENCIA DE AJUSTES SALARIALES POR TAMAÑO DE EMPRESA (por mes, en porcentaje)

Tamaño	*Cambios salariales*	*Incrementos salariales*	*Reducciones salariales*
Menos de 10 trabajadores	3.79	3.42	0.38
De 10 a 199 trabajadores	3.67	3.30	0.36
200 trabajadores o más	3.67	3.40	0.27

FUENTE: Elaboración propia con datos de la AChS.

La frecuencia de ajustes salariales por sector económico indica una alta heterogeneidad (cuadro 7). Por ejemplo, la frecuencia de ajuste de los sectores de Servicios y Construcción son las más altas del grupo de datos (4.28% y 3.95% por mes, respectivamente), mientras el sector de Industria registra la más baja (3.11%). Al enfocarse en las reducciones, es

interesante notar que las frecuencias observadas son bastante similares en todos los sectores, con la sola excepción de la Construcción que casi duplica la de los demás sectores, situación coherente con el hecho de que la contratación en este sector está determinada en gran medida por la ejecución de proyectos de periodos acotados.

CUADRO 7. FRECUENCIA DE AJUSTES SALARIALES POR SECTOR ECONÓMICO

	Cambios salariales (por mes, porcentaje)	*Tiempo promedio para un ajuste completo (trimestres)*	*Incrementos salariales (por mes, promedio)*	*Disminuciones salariales (por mes, porcentaje)*
Total	*3.68*	*9.05*	*3.36*	*0.32*
Agricultura	3.29	10.14	2.97	0.31
Minería	3.33	10.00	3.04	0.29
Industria	3.20	10.40	2.90	0.30
Construcción	4.01	8.30	3.50	0.52
Electricidad, gas y agua	3.29	10.13	3.02	0.27
Comercio	3.44	9.69	3.12	0.32
Transporte	3.40	9.81	3.06	0.34
Servicios	4.24	7.85	3.94	0.30

FUENTE: Elaboración propia con datos de la AChS.

4.2 Factores determinantes de la flexibilidad salarial: enfoque econométrico

La literatura utiliza tanto características del trabajador como de la empresa para explicar el grado de rigidez salarial presente en una economía. En lo que se refiere a las características del trabajador, Campbell y Kamlani (1997) enfatizan que variables relacionadas con las habilidades del trabajador son cruciales para entender rigideces laborales. Por otro lado, Messina *et al.* (2008), y Franz y Pfeiffer (2006) consideran relevante la información respecto del tamaño de la compañía y el sector económico al que esta pertenece.

En lo que sigue emplearemos variables similares para explicar econométricamente la fracción de trabajadores en cada empresa cuyos salarios se ven ajustados a la baja trimestralmente. Cabe señalar que empleamos una frecuencia trimestral y no mensual como en el análisis anterior, ya que al emplear una frecuencia mensual se introduce demasiado ruido a las estimaciones, sin que los resultados se afecten de manera significativa. La variable por explicar se midió como el porcentaje de trabajadores de cada empresa cuyo salario nominal disminuye durante un trimestre, sin encontrarse dicho cambio salarial asociado a un cambio de compañía por

parte del empleado. En relación con los estadísticos asociados a esta variable, el valor promedio incondicional es 1.3% trimestral, cifra que se compara con una frecuencia promedio mensual de reducción salarial cercana al 0.3%.

En términos de las características de los trabajadores, se cuenta con información respecto del género y la edad del empleado. El primer dato se introdujo en el modelo como la proporción de trabajadoras en cada empresa a lo largo del tiempo, mientras que para el segundo se utilizó una variable ficticia para diferenciar entre tres grupos de empresas: aquellas donde la edad promedio de sus trabajadores es menor que 30, donde está entre 30 y 50, y donde es mayor que 50 años. Además, como una aproximación al nivel de habilidad de los trabajadores de la empresa, se calculó el porcentaje de trabajadores de la empresa que reciben un salario mayor que el promedio sectorial, empleados frente a obreros. En términos de características de la compañía, se utilizó el tamaño de la empresa (pequeña, mediana o grande) y el sector económico al que pertenece.[13] También se controló por el nivel de sindicalización sectorial.

Empleando tales variables, y como ya se mencionó, se estimaron regresiones cuya variable dependiente es el porcentaje de trabajadores de cada empresa que experimentan una disminución salarial cada trimestre, y las variables explicativas son las mencionadas en el párrafo anterior.[14] Cabe hacer notar que la variable dependiente está restringida al intervalo [0,1], por lo que el procedimiento de mínimos cuadrados ordinarios no es apropiado en este caso. Por tal razón, siguiendo a Papke y Wooldrige (1996) y Messina *et al.* (2008), estimamos un logit fraccional de la siguiente función logística:

$$E(y_{it} \mid w_{it}, f_{it}) = \frac{\exp(w_{it}\alpha_0, f_{it}\alpha_1)}{1+\exp(w_{it}\alpha_0, f_{it}\alpha_1)}, \tag{1}$$

donde y_{it} es el porcentaje de trabajadores que experimentan una reducción salarial en la empresa i en el trimestre t, w_{it} es el conjunto de características del trabajador de la empresa i, y f_{it} representa características de la empresa i en el trimestre t. La estimación abarcó el periodo 2001-2007 y la frecuencia de los datos es trimestral.

[13] No contamos con más información para consignar una mayor heterogeneidad entre las empresas.

[14] Las cifras informadas sólo incluyen a los trabajadores que permanecen en sus empresas, pero los resultados son coherentes con la muestra completa.

CUADRO 8. FACTORES DETERMINANTES DE LA RIGIDEZ NOMINAL A LA BAJA. VARIABLE DEPENDIENTE: PORCENTAJE DE REDUCCIONES SALARIALES POR EMPRESA (efectos marginales, puntos porcentuales)

Variable	*(1)*	*(2)*	*(3)*	*(4)*
Proporción de mujeres	−0.05	−0.07	−0.05	−0.07
Variable dicotómica para la edad de los trabajadores en la empresa.				
Edad promedio de trabajadores entre 30 y 49 años	−0.34[a]	−0.26[b]	−0.34[b]	−0.26[c]
Edad promedio de trabajadores mayor o igual a 50 años	−0.25[b]	−0.20[c]	−0.25[b]	−0.20[c]
Variable dicotómica para el número de trabajadores en la empresa:				
9 o menos trabajadores	−0.07	−0.15[a]	−0.07	−0.15[a]
Entre 10 y 199 trabajadores	−0.01	−0.05	−0.01	−0.05
Proporción de trabajadores con ingresos superiores al promedio sectorial		−0.54[a]		−0.54[a]
Sindicalización a nivel sectorial			−0.03	−0.02
Efectos fijos sectoriales				
Minería	0.32	0.47[c]	0.53	0.70
Industria	0.36[a]	0.42[a]	0.38[a]	0.44[a]
Construcción	0.81[a]	0.87[a]	1.05[a]	1.11[b]
Electricidad, gas y agua	−0.02	0.04	−0.01	0.05
Comercio	0.31[a]	0.39[a]	0.30[a]	0.39[a]
Transporte	0.42[a]	0.49[a]	0.50[a]	0.57[a]
Servicios	0.38[a]	0.50[a]	0.38[a]	0.49[a]
Efecto temporal	Sí	Sí	Sí	Sí

FUENTE: Elaboración propia con base en información de la AChS.
[a] Significativo al 1%. [b] Significativo al 5%. [c] Significativo al 10%.

El cuadro 8 presenta los efectos marginales sobre la variable dependiente, cuyo valor promedio incondicional es 1.3% trimestral. Tal como allí se observa, en lo que se refiere a las características de los trabajadores, la participación de mujeres en cada empresa no resulta ser estadísticamente significativa, resultado coherente con lo que señalan para países europeos Messina *et al.* (2008). Las variables de edad muestran que una mayor presencia de trabajadores menores de 30 años (grupo de referencia en las regresiones) está asociada a una mayor frecuencia de ajustes salariales a la baja, es decir, los trabajadores de más edad enfrentarían con menor frecuencia reducciones de su salario nominal. Así, por ejemplo, las compañías con una mayoría de trabajadores en el rango de 30 a 50 años tendrían una frecuencia de reducción salarial de 0.3 puntos porcentuales menor

que la de empresas con mayor participación de trabajadores menores de 30 años. Este resultado valida conceptualmente el papel de *outsider* asignado a los trabajadores jóvenes.[15] Esto sin embargo, contrasta con lo registrado por Messina *et al.* (2008) para el caso de Europa, donde se encuentra lo opuesto.

En lo que respecta a las características de las empresas, aquellas con menos de diez trabajadores exhiben un menor ajuste de salarios a la baja que las más grandes (más de 200 trabajadores), siendo este efecto estadísticamente significativo cuando se controla por el porcentaje de trabajadores con salarios altos (columnas 2 y 4); el efecto marginal asociado a estas empresas con respecto a las de mayor tamaño es 0.15 puntos porcentuales menos de ajustes salariales a la baja. Una explicación para esto podría relacionarse con que las compañías más grandes estén en una posición más favorable para aplicar esquemas de remuneración más complejos que permitan un mayor grado de flexibilidad. Complementariamente las empresas, en especial en el caso de las pequeñas, evitarían la reducción de salarios debido a que el impacto de la pérdida de un pequeño número de trabajadores a causa de una disminución de salarios podría ser relativamente más importante mientras más pequeña fuera la empresa. Respecto del nivel de habilidad de los trabajadores (medido como el porcentaje de trabajadores en cada empresa con salarios superiores al promedio sectorial), encontramos que hay una relación negativa entre la proporción de trabajadores de mayor ingreso y la flexibilidad salarial, lo que podría indicar que el mayor nivel de habilidad de estos trabajadores les otorgaría un mayor grado de movilidad laboral, la cual, siguiendo la nomenclatura planteada para la variables de edad, les permitiría desempeñar un papel de *outsiders* en el mercado laboral o, complementariamente, esto resulta coherente con un marco conceptual de salarios de eficiencia, pues los trabajadores en cargos de mayor habilidad tienden a ser más difíciles de monitorear. El nivel de sindicalización no aparece como estadísticamente significativo.

En relación con los efectos fijos sectoriales, los efectos marginales se miden respecto del sector de Agricultura, y los principales resultados indican que hay sectores para los cuales el efecto marginal es tanto estadística como económicamente bastante significativo. Por ejemplo, el efecto

[15] La teoría *insider-outsider* considera que las empresas no despiden a sus trabajadores de planta *(insiders)* para contratar desempleados *(outsiders)* a un menor salario, debido al costo de despido de trabajadores y de contratación y entrenamiento de los nuevos empleados.

marginal para el sector de la Construcción indicaría que las empresas de este sector en promedio tienen una frecuencia de reducciones salariales trimestrales aproximadamente un punto porcentual mayor que la frecuencia en las compañías que pertenecen al sector agrícola. Este número es muy significativo si consideramos que el promedio muestral de ajustes a la baja es de un 1.3% trimestral. Efectos estadísticamente significativos, aunque de una magnitud menor, se observan también en el caso de los sectores de Comercio, Transporte y Servicios.[16]

5. PRINCIPALES RESULTADOS

Este trabajo caracteriza la dinámica de ajustes salariales de Chile basado en una selección de información microeconómica compuesta por un promedio de 429,000 historias salariales para el periodo 2001m12-2007m12. El principal resultado es que la frecuencia de ajustes salariales de dicho periodo es de aproximadamente el 3.7% por mes, donde un 0.3% corresponde a reducciones del salario nominal.

La frecuencia de los ajustes salariales muestra algunas diferencias entre sectores económicos. En particular, los sectores de Construcción, Comercio, Transporte y Servicios exhiben una mayor frecuencia de ajuste relativa. Estas diferencias son económicamente significativas, en especial en el sector de la Construcción. Esto podría ser el reflejo de que en este sector hay una proporción importante de contratos salariales de menor duración.

El análisis econométrico de los factores determinantes de la rigidez nominal a la baja indica que tanto las características del trabajador como las de la empresa son relevantes. En lo que se refiere a las características de los trabajadores, la participación de las mujeres no es estadísticamente significativa, pero sí lo es la participación de trabajadores más jóvenes, observándose una relación positiva entre jóvenes y frecuencia de reducción del salario nominal. Así también, la frecuencia de ajustes a la baja sería menor en las compañías con una mayor proporción de trabajadores de salarios altos (comparados con el promedio del sector). Por el lado de la empresa, las empresas pequeñas y medianas muestran una menor frecuencia de reducciones que las empresas de mayor tamaño (más de 200 empleados).

[16] La no linealidad del modelo implica que los efectos marginales de la variable ficticia sectorial no puedan aislarse completamente.

Si bien este documento presenta evidencia respecto del mercado laboral, varias preguntas interesantes quedan sin responder. En particular, la principal falencia de esta base que limita su uso para explorar otros temas es la insuficiente información respecto de las características de los trabajadores, como nivel de educación y condiciones contractuales. El espectro de estudios deberá ampliarse significativamente a medida que bases más completas se hagan disponibles.

Anexo

Metodología de Bai y Perron (2003)

Este anexo presenta una descripción del contraste de quiebre estructural utilizado para determinar los cambios de salarios. Bai y Perron (2003) hacen una presentación formal del contraste.

Definimos T como el número de periodos para los que se observa el salario de un trabajador en particular, con m siendo el número de quiebres que se observan en los periodos T_1, T_2... T_m. El salario de cualquier periodo es igual a una constante más un error de medición de la forma en que se especifica a continuación:

$$\text{(A. 1.)} \qquad \begin{aligned} w_t &= \beta_1 + \mu_t; \qquad t = [1, T_1] \\ w_t &= \beta_2 + \mu_t; \qquad t = [T_1 + 1, T_2] \\ &\vdots \\ w_t &= \beta_{m+1} + \mu_t; \qquad t = [T_m + 1, T] \end{aligned}$$

Bai y Perron (2003) proponen un estimador de mínimos cuadrados ordinarios para los β y T. Para dicho propósito, se supone que el número de quiebres es conocido e igual a m. En este caso, la idea es estimar los β y los T que minimizan la suma de cuadrados residuales (SSR) del sistema (A.1). Sin embargo, este cálculo puede ser muy exigente en términos informáticos, dado que la duración entre quiebres es desconocida y por lo tanto hay un gran número de combinaciones de T. Bai y Perron (2003) muestran que el problema puede reducirse a través de programación dinámica, de la siguiente forma:

$$\text{(A. 2)} \qquad \tilde{SSR}(\hat{T}_1, ..., \hat{T}_m) = \tilde{SSR}(\hat{T}_1, ..., \hat{T}_{m-1}) + \min_{T_m} SSR(\hat{T}_m).$$

El algoritmo se resuelve recursivamente de acuerdo con el siguiente

procedimiento. Se calcula la SSR para $T - 2h$ quiebres potenciales que dividen las T observaciones en dos segmentos de un largo mínimo de h. Se elige el punto de quiebre con la mínima SSR entre los $T- 2h$ puntos de quiebre potenciales. Se toman los dos segmentos derivados del paso anterior y se repite el procedimiento hasta que se tienen m segmentos. De allí se obtiene la mínima SSR de todas las posibles combinaciones de m quiebres con un largo de segmento mínimo de h.

Para determinar el m óptimo, se usa un procedimiento secuencial. Primero, al dividir la muestra en dos se contrasta la hipótesis nula de inexistencia de quiebre estructural usando la SSR con y sin quiebre estructural en un contraste F. En el evento de que se rechace la hipótesis nula, se realiza el contraste para los segmentos provenientes de la etapa anterior. El proceso se repite hasta que no se pueda rechazar la hipótesis nula.

Referencias

Akerlof, G. A., W. Dickens y G. Perry (1996), "The Macroeconomics of Low Inflation", *Brookings Papers on Economic Activity*, núm. 1, pp. 1-59.

Altonji, J., y P. Devereux (1999), *The Extent and Consequences of Downward Nominal Wage Rigidity*, NBER (Working Paper, núm. 7236).

Aravena, C. (2006), *Base de datos AChS, descripción y análisis*, texto mimeografiado, Banco Central de Chile.

Babecký, J., P. Du Caju, T. Kosma, M. Lawless, J. Messina y T. Rõõm (2009), *Downward Nominal and Real Wage Rigidity: Survey Evidence from European Firms*, Banco Central Europeo (Working Paper Series, núm. 1105).

Bai, J., y P. Perron (2003), "Computation and Analysis of Multiple Structural Change Models", *Journal of Applied Econometrics*, vol. 18, núm. 1, pp. 1-22.

Blinder, A., y D. Choi (1990), "A Shred of Evidence on Theories of Wage Stickiness", *Quarterly Journal of Economics*, vol. 105, núm. 4, pp. 1003-1015.

Campbell, C., y K. Kamlani (1997), "The Reasons for Wage Rigidity: Evidence from a Survey of Firms", *Quarterly Journal of Economics*, vol. 112, núm. 3, pp.759-89.

Caputo, R., J. P. Medina y C. Soto (2006), *Nominal Rigidities, Indexation and Inflation Persistence in Chile: A Structural Investigation*, texto mimeografiado, Banco Central de Chile.

Card, D., y D. Hyslop (1997), "Does Inflation Grease the Wheels of the Labor Market?", en Christina D. Romer y David H. Romer (eds.), *Reducing Inflation: Motivation and Strategy*, University of Chicago Press.

Castellanos, S., R. García-Verdú y D. Kaplan (2004), *Nominal Wage Rigidities in Mexico: Evidence from Social Security Records*, NBER (Working Paper, núm. 10383).

Cowan, K., A. Micco, A. Mizala, C. Pagés y P. Romaguera (2005), *A Diagnosics of Unemployment in Chile*, Universidad de Chile.

Dickens, W. T., L. Goette, E. L Groshen, S. Holden, J. Messina, M. E. Schweitzer, J. Turunen y M. Ward (2007), "How Wages Change: Micro Evidence from the International Wage Flexibility Project", *Journal of Economic Perspectives*, vol. 21, núm. 2, pp. 195-214.

Dwyer, J., y K. Leong (2000), *Nominal Wage Rigidity in Australia*, Reserve Bank of Australia, Research (Discussion Papers, núm. 2000-08).

Farès, J., y T. Lemieux (2001), "Downward Nominal Wage-rigidity: A Critical Assessment and Some New Evidence for Canada", en A. Crawford (ed.), *Proceedings of the Bank of Canada Conference on Price Stability and the Long Run Target for Monetary Policy*, Banco de Canadá.

Faruqui, U. (2000), *Employment Effects of Rated-wage Rigidity: An Examination Using Wage-settlements Data*, Bank of Canada (Working Paper, núm. 2000-14).

Fehr, E., y L. Goette (2005), "Robustness and Real Consequences of Nominal Wage Rigidity", *Journal of Monetary Economics*, vol. 52, núm. 4, pp. 779-804.

Fortin, P., y K. Dumont (2000), *The Shape of the Long-run Phillips Curve: Evidence from Canadian Macro, 1956-97*, Département des Sciences Économiques, Université du Quebec à Montréal (Working Paper).

Franz, W., y F. Pfeiffer (2006), *Reasons for Wage Rigidity in Germany*, IZA Institute for the Study of Labor (Discussion Papers, núm. 2017).

Gottschalk, P. (2005), "Downward Nominal Wage-flexibility: Real or Measurement Error?", *The Review of Economic and Statistics*, vol. 87, núm. 3, pp. 556-68.

Hall, R. (2005), "Employment Fluctuations with Equilibrium Wage Stickiness", *American Economic Review*, vol. 95, núm. 1, pp. 50-65.

Jadresic, E. (1992), "Dynamics of Wages and Contracts in Chile", *Colección Estudios Cieplan*, núm. 34, pp. 5-30.

Kahn, S. (1997), "Evidence of Nominal Wage Stickiness from Microdata", *The American Economic Review*, vol. 87, núm. 5, pp. 993-1008.

McLaughlin, K. J. (1994), "Rigid Wages?", *Journal of Monetary Economics,* vol. 34, núm. 3, pp. 383-414.

McLaughlin, K. J. (1999), "Are Nominal Wage Changes Skewed Away from Wage Cuts?", *Federal Reserve Bank of St. Louis Review,* vol. 81, núm 3, pp. 117-132.

Messina J., P. Du Caju, C. Duarte, M. Izquierdo y N. Hansen (2008), *The Causes and Consequences of Nominal and Real Wage Rigidity: A Sectoral Approach,* presentado en Wage Dynamic Network Conference, Fráncfort, junio.

Papke, L., y M. Wooldridge (1996), "Econometric Methods for Fractional Response Variables with an Application to 401(k) Plan Participation Rates", *Journal of Applied Econometrics,* vol. 11, núm. 6, pp. 619-32.

Sapelli, C. (2007), "Algunas reflexiones sobre los problemas que presenta el funcionamiento del mercado laboral", *Puntos de Referencia* (Centro de Estudios Públicos, Chile), núm. 289, noviembre.

Rigidez a la baja en los salarios y respuestas de las empresas a una desaceleración económica: evidencia de una encuesta a empresas colombianas

Ana María Iregui B., Ligia Alba Melo B. y María Teresa Ramírez G.*

1. INTRODUCCIÓN

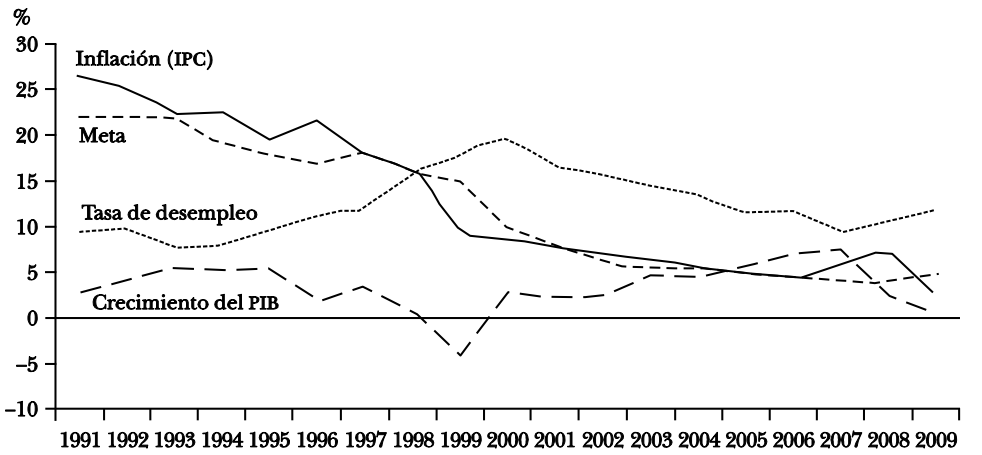
Es importante comprender la naturaleza y las causas de las rigideces salariales, dado que tales rigideces en parte determinan la persistencia y la volatilidad de la inflación, ya que el salario es uno de los principales componentes del costo marginal de las empresas. Además, las rigideces salariales ofrecen una explicación microeconómica para un fenómeno macroeconómico: el desempleo voluntario. Tal como lo postulan Tobin (1972) y Akerlof *et al.* (1996), cuando los salarios nominales presentan rigidez a la baja, un cierto nivel de inflación permite una mayor flexibilidad en los salarios reales y, por ende, ayuda a ajustar el mercado laboral.

La reducción de la inflación y la adopción de un régimen de metas de inflación, que se aplicó en varios países en los últimos dos decenios, han

* A. M. Iregui B., L. A. Melo B. y M. T. Ramírez G. son investigadoras de la Unidad de Investigación de la Gerencia Técnica en el Banco de la República, Bogotá. Este artículo se elaboró en el marco de la XIV Reunión de la Red de Investigadores de Bancos Centrales del Continente Americano, celebrada en Salvador, Bahía, Brasil, del 11 al 13 de noviembre de 2009. Las autoras agradecen a Juan Carlos Guataquí por sus comentarios y sugerencias, y a Cindy Moreno por su apoyo en la investigación. También se reconoce la participación de las empresas que accedieron a responder la encuesta. Las opiniones expresadas son de las autoras y no necesariamente reflejan los puntos de vista del Banco de la República o de su Junta Directiva. Correos electrónicos: ⟨airegubo@banrep.gov.co⟩, ⟨lmelobec @banrep.gov.co⟩ y ⟨mramirgi@banrep.gov.co⟩.

renovado el interés en el estudio de las rigideces salariales, debido al efecto que pueden tener en el mercado laboral.[1] Colombia no es la excepción. Desde inicios de los años noventa, Colombia ha experimentado una disminución gradual de la inflación. Sin embargo, fue sólo después de 1997 cuando la inflación se acercó a la meta anunciada.[2] El período del descenso más fuerte de la inflación fue entre 1998 y 1999, cuando pasó del 16.7% al 9.3%. Desde entonces, el crecimiento de precios se ha mantenido en niveles de un dígito. Por otra parte, el desempleo subió y alcanzó un máximo en el periodo 1999-2000, cuando la economía enfrentó una recesión profunda. Para 2009, Colombia tenía una situación de inflación baja, desempleo elevado y signos de desaceleración económica (gráfica I). Dado que el objetivo de este artículo es estudiar las rigideces salariales, las condiciones económicas prevalecientes ofrecían un contexto adecuado para realizar una encuesta a empresas colombianas.

GRÁFICA I. INFLACIÓN, DESEMPLEO Y CRECIMIENTO DEL PIB EN COLOMBIA: 1991-2009



FUENTES: DANE y Banco de la República.

A fin de explorar los mecanismos de fijación de salarios, analizar la naturaleza y las fuentes de las rigideces salariales y evaluar distintas teorías de rigidez salarial en el país, elaboramos y aplicamos una encuesta a

[1] Ver, por ejemplo, Banco Central Europeo, *Wage Dynamics in Europe: Final Report of the Wage Dynamics Network (WDN)*, diciembre de 2009.

[2] En Colombia, hay metas de inflación explícitas desde 1991. Para más detalles sobre la aplicación del régimen de metas de inflación en Colombia, consultar Gómez *et al.* (2002).

empresas colombianas. La encuesta nos permite obtener respuestas directamente de quienes fijan los salarios en una empresa y ayuda a comprender el comportamiento de las empresas y del mercado laboral. Además, brinda evidencia para la microfundamentación de los modelos de precios y salarios del Banco Central al incorporar las rigideces nominales y reales, al tiempo que ofrece elementos para decisiones de política monetaria.

Un estudio de rigideces salariales en un país emergente como Colombia también es importante porque las instituciones y el mercado laboral del país podrían presentar características que lo diferencian de los países desarrollados en donde se ha concentrado este tipo de estudios. Por ejemplo, Colombia tiene niveles elevados de informalidad. De hecho, los trabajadores informales, en promedio, representaron el 58% del número total de trabajadores durante el período 2001-2007. A diferencia de la situación en Europa, la densidad sindical en Colombia es muy baja: menos del 5% en los últimos años (Guataquí *et al.*, 2009). Como resultado de ello, se esperaría que el papel de los sindicatos en la explicación de las rigideces salariales en Colombia fuese menos importante que en Europa. Asimismo, el salario mínimo en Colombia cobra gran importancia al momento de fijar los aumentos salariales (Iregui *et al.*, 2009b). Otro aspecto que merece destacarse es la presencia de elevados costos laborales distintos del salario, los cuales representaron el 58% del salario base en 2008 (Sánchez *et al.* 2009).[3]

Los estudios empíricos de rigideces salariales han utilizado información de registros de datos y encuestas tanto por empresa como por trabajador. Entre los estudios que utilizan registros, vale la pena destacar el *International Wage Flexibility Project,* que analiza los cambios en los ingresos laborales individuales mediante el uso de 31 bases de datos de 16 países europeos durante los últimos tres decenios (Dickens *et al.*, 2007). Otros estudios que han utilizado información microeconómica en Europa y Estados Unidos son los de McLaughlin (1994), Kahn (1997), Stiglbauer (2002), Lebow *et al.* (2003), Schweitzer (2007), Brzoza-Brzezina y Socha (2007), Messina *et al.* (2008) y Knoppik y Beissinger (2009). Estos estudios ofrecen evidencia mixta sobre la rigidez salarial, ya que varía su metodología y fuentes de información. En el ámbito latinoamericano, el estudio de rigideces salariales no parece haber recibido mucha atención. Tres

[3] Los costos laborales distintos del salario comprenden aportes para la seguridad social (salud y pensión), accidentes de trabajo, bonificaciones legales, vacaciones pagas, indemnizaciones por despido, capacitación y asignaciones familiares.

excepciones son Castellanos *et al.* (2004) para México, Iregui *et al.* (2009a) para Colombia, y Cobb y Opazo (2010) para Chile.

Por otra parte, la literatura sobre rigideces salariales utilizando encuestas se remonta a los estudios de Kaufman (1984) y Blanchflower y Oswald (1988) para el Reino Unido; Holzer (1990), Blinder y Choi (1990), Bewley (1995, 1998, 1999) y Campbell y Kamlani (1997) para Estados Unidos, y Agell y Lundborg (1995, 2003) para Suecia. En general, estos estudios indican que las empresas no recortan los salarios porque no quieren afectar la motivación, el esfuerzo y la moral de los trabajadores. En consecuencia, esto lleva a una rigidez a la baja en el salario nominal. Recientemente, se obtuvieron resultados similares relacionados con las teorías del salario de eficiencia para explicar las rigideces salariales en los estudios de Agell y Bennmarker (2002, 2007) para Suecia, Franz y Pfeiffer (2003, 2006) para Alemania, Zoega y Karlsson (2006) para Islandia, Copaciu *et al.* (2010) para Rumania, Kawaguchi y Ohtake (2008) para Japón, y Amirault *et al.* (2009) para Canadá. Asimismo, los resultados de Franz y Pfeiffer (2003) y Agell y Bennmarker (2002, 2007) indican que la presencia de acuerdos colectivos es otro factor importante para evitar recortes salariales.

La Eurosystem Wage Dynamics Network (WDN), red de investigación formada por economistas del Banco Central Europeo y los bancos centrales de la Unión Europea, efectuó una encuesta *ad hoc* sobre la manera en que se fijaron los salarios y precios en casi 17,000 empresas de 17 países de la Unión Europea entre finales de 2007 y la primera mitad de 2008. Los resultados de la encuesta de la WDN indican una significativa rigidez a la baja en salarios base en la Unión Europea, con diferencias importantes entre países. Por ejemplo, en los Países Bajos, Grecia, Alemania, Austria y Portugal prevalece la rigidez a la baja nominal, mientras que la rigidez a la baja real es más frecuente en Bélgica, Finlandia, Luxemburgo, España y Suecia. Según la encuesta, los motivos más importantes para evitar recortes salariales son el impacto en la moral y el esfuerzo en el trabajo, impedir que los trabajadores más productivos abandonen la empresa y los acuerdos colectivos o las legislaciones laborales.[4]

En particular, para este artículo realizamos una encuesta sobre la fijación de salarios a 1,305 empresas colombianas en 13 ciudades colombianas, considerando nueve sectores económicos y tres tamaños de empresas.

[4] Para más detalles sobre la encuesta a empresas de la red WDN, ver Banco Central Europeo, *Wage Dynamics in Europe: Final Report of the Wage Dynamics Network (WDN)*, diciembre de 2009.

Esta encuesta presenta la ventaja de que usa una muestra representativa de empresas, la que nos permite generalizar los resultados a la población en estudio. Al igual que Campbell y Kamlani (1997), diseñamos la encuesta para obtener respuestas de diferentes grupos ocupacionales, en nuestro caso, directivos, profesionales, técnicos y asistentes, y trabajadores no calificados, ya que los motivos para la rigidez salarial pueden diferir según los tipos de trabajadores. Con respecto a la tasa de respuesta, es importante mencionar que respondieron 1,305 empresas.

La encuesta preguntó a las empresas cuán probable era que realizaran determinadas acciones durante un periodo de desaceleración económica. Luego, con los resultados de la encuesta y mediante regresiones logísticas ordenadas, examinamos las respuestas de las empresas, tomando en cuenta la información específica de la empresa que se obtuvo para la encuesta. La encuesta también preguntó a las empresas por qué no reducen los salarios en épocas difíciles y se le proporcionó a los encuestados una serie de razones según las teorías más relevantes para evaluar cuál de ellas explicaba las rigideces salariales en el caso de Colombia. También usamos modelos logísticos ordenados para evaluar en mayor detalle las respuestas de las empresas.

Los resultados de este estudio señalan la presencia de rigideces a la baja en los salarios reales y nominales en Colombia.[5] De acuerdo con la encuesta, los motivos más importantes por los cuales las empresas colombianas no recortan los salarios en épocas difíciles son evitar la pérdida de los trabajadores más productivos y experimentados, no afectar la productividad y el esfuerzo de los trabajadores, y no menguar la motivación del trabajador. Estos motivos se relacionan con la teoría del salario de eficiencia, en particular con el modelo de selección adversa, el de holgazanería, el de intercambio de regalos y la hipótesis del salario justo-esfuerzo. Es interesante que estos resultados sean similares a los encontrados en la literatura para los países desarrollados.

La evidencia de la encuesta sugiere además que las empresas pueden recurrir a otras alternativas para ajustar los costos en épocas difíciles, además de bajar el salario base, como por ejemplo reducir los beneficios que no son obligatorios y el pago variable, despedir empleados, modificar el tipo de contrato de trabajo y contratar a nuevos trabajadores con salarios más bajos. El uso de estas estrategias varía entre sectores económicos y grupos de ocupación.

[5] Estos resultados confirman la evidencia microeconómica anterior de rigideces salariales en Colombia; ver Iregui *et al.* (2009a) e Iregui *et al.* (2010).

Este artículo se divide en cinco secciones, además de la introducción. En la segunda, describimos el diseño de la encuesta y la selección de la muestra. En la tercera sección se analiza la presencia de rigideces a la baja en los salarios reales y nominales en Colombia y se evalúan empíricamente las respuestas de las empresas a las preguntas relacionadas. La sección cuarta estudia los motivos para evitar recortes salariales y evalúa empíricamente las diferentes teorías sobre las rigideces salariales. En la sección quinta, analizamos alternativas, diferentes a la modificación del salario básico, que podrían adoptar las empresas para ajustar los costos laborales durante un período de desaceleración económica. La sección final presenta las conclusiones principales.

2. DISEÑO DE LA ENCUESTA

En este artículo, el análisis se basa en una encuesta de 1,305 empresas colombianas, formulada para explorar los mecanismos de fijación de salarios, la naturaleza y las fuentes de rigideces salariales, y el vínculo entre salarios y precios (Iregui *et al.*, 2009b). La encuesta también recopila datos de varias características de las empresas en cuestión, como por ejemplo el sector económico en el que operan, el tipo de contratos de trabajo que usan, la presencia de acuerdos colectivos y los diferentes tipos de remuneración, entre otras características, que nos ayudaron a obtener un perfil de las empresas en el análisis empírico.

La encuesta tiene la ventaja de usar una muestra representativa de las empresas. Esto nos permitió generalizar los resultados a la población en estudio: es decir, 39,004 empresas de pequeña, mediana y gran escalas,[6] constituidas legalmente y que pertenecen a todos los sectores económicos, salvo al sector público.[7] Las empresas se ubican en 13 ciudades,[8] las cuales aportan el 70% del empleo formal en Colombia.

La selección de la muestra se realizó mediante muestreo aleatorio estratificado; se consideraron nueve estratos y se obtuvo una muestra final

[6] Se excluyeron las empresas con menos de diez empleados.

[7] Se excluyó al sector público porque los salarios de los empleados públicos se fijan principalmente mediante decreto gubernamental, aunque se incluyeron las empresas públicas.

[8] Las ciudades son Bogotá, Bucaramanga, Barranquilla, Cali, Cartagena, Medellín, Manizales, Pereira y sus áreas metropolitanas. También se incluyeron Barrancabermeja, Buga, Tuluá, Girardot y Rionegro.

de 1,305 empresas. Los estratos corresponden a los siguientes sectores económicos: agricultura, silvicultura y pesca; comercio; construcción; electricidad, gas, agua y minería; manufactura; servicios financieros; transporte, almacenamiento y comunicaciones; educación y salud, y otros servicios. Además, se consideró el tamaño de la empresa como un dominio para garantizar que todos los tamaños estuviesen representados en la muestra final. Es importante mencionar que obtuvimos respuestas de 1,305 empresas. Las empresas que no respondieron el cuestionario, independientemente del motivo, se reemplazaron por compañías con características similares, tales como sector económico, tamaño y ubicación. Para esto, usamos un excedente de la muestra para mantener su representatividad dentro de la población en estudio.[9]

Analizamos el diseño del cuestionario con especialistas experimentados en encuestas y directivos de recursos humanos, lo que enriqueció la encuesta.[10] Algunas preguntas tomaron en cuenta los estudios de Blinder y Choi (1990), Campbell y Kamlani (1997), Bewley (1999), Agell y Lundborg (1995, 2003), Franz y Pfeiffer (2006) y Copaciu *et al.* (2007), quienes estudiaron las rigideces a la baja en salarios.

Las empresas seleccionadas primero fueron contactadas por teléfono; a las que mostraban interés en responder la encuesta se envió una carta para explicar el fin académico del estudio y destacar la confidencialidad de la información proporcionada. Una vez que la compañía aceptó participar en nuestra encuesta, se programó una entrevista en persona para aplicar el cuestionario. La encuesta se dirigió al personal de recursos humanos involucrado en políticas salariales, que debía poder responder las preguntas para distintos grupos de ocupación (directivos, profesionales, técnicos y asistentes, y trabajadores no calificados). La encuesta se realizó durante el primer semestre de 2009, cuando la economía colombiana mostraba signos de desaceleración en la actividad económica, inflación baja y aumento del desempleo.

Por último, es importante mencionar que todos los resultados presentados se generalizan para la población en estudio (39,004 empresas). Para cada respuesta se calcularon los coeficientes de variación del error (CVE). Los coeficientes obtenidos no excedieron el 5%, lo cual es un indicador de la confiabilidad de los cálculos de la población.

[9] Es importante observar que la decisión de reemplazar una empresa se tomó después de realizar al menos cinco llamadas telefónicas para solicitar una entrevista.

[10] El cuestionario está disponible en Iregui *et al.* (2009b), apéndice 4. Para más detalles del diseño del cuestionario ver Iregui *et al.* (2010).

3. RIGIDECES A LA BAJA DE LOS SALARIOS NOMINALES Y REALES

Para evaluar si los salarios son rígidos a la baja, preguntamos a las empresas sobre la probabilidad de realizar determinadas acciones durante un periodo de desaceleración económica, mediante una escala de 1 a 4, donde 1 es no probable y 4 es muy probable. Para permitir las comparaciones, calculamos el puntaje promedio de las respuestas. De acuerdo con Blinder (1991), un puntaje promedio mayor o igual a 3.0 se considera excelente y un puntaje menor de 1.5 es muy pobre; un puntaje promedio mayor o igual a 2.5 se considera razonablemente aceptable.

En particular, para identificar la rigidez a la baja del salario nominal (RBSN), se consideraron las opciones de reducir o congelar el salario base. Para la rigidez a la baja del salario real (RBSR), se incluyó la alternativa de aumentar el pago básico en una tasa menor que la inflación.[11] El cuadro 1 muestra los porcentajes de respuestas no probable/poco probable y probable/muy probable para cada puesto, así como los puntajes promedios para las opciones antes mencionadas.

Los resultados sugieren la presencia de RBSN, teniendo en cuenta que, en todos los casos, más del 85% de las empresas señalaron la opción de reducir el salario base como no probable/poco probable y el puntaje promedio fue 1.5, lo que indica una probabilidad de ocurrencia muy baja. Además, más de la mitad de las empresas respondieron que la alternativa de no aumentar los salarios base fue no probable/poco probable. La opción de aumentos del pago por debajo de la tasa de inflación tuvo un puntaje promedio de aproximadamente 2.0 para todos los grupos de ocupación y es no probable/poco probable para aproximadamente el 60% de las empresas en el caso de directivos y profesionales y el 70% de las empresas para técnicos, asistentes y trabajadores no calificados, todo lo cual proporciona evidencia de RBSR. Cabe mencionar que los resultados no muestran diferencias importantes por tamaño de empresa. Sin embargo, entre sectores, los resultados muestran alguna variación.[12] Por ejemplo, en servicios financieros, las opciones de reducir el pago base y no aumentar el salario base tienen un porcentaje de respuesta de no probable/poco probable que es considerablemente superior al de otros sectores. En tanto, en el sector de la

[11] Según la legislación colombiana, el poder de compra del salario mínimo debe conservarse. Entonces, las alternativas mencionadas pueden considerarse sólo para salarios base superiores al salario mínimo legal.

[12] Estos resultados pueden obtenerse de los autores, previa solicitud.

construcción, la opción de aumentos en el pago por debajo de la tasa de inflación tiene las tasas de respuesta más altas de no probable/poco probable en comparación con todas las ocupaciones (73% en promedio).

CUADRO 1. ¿QUÉ TAN PROBABLE ES QUE SU EMPRESA LLEVE A CABO LAS SIGUIENTES ACCIONES?

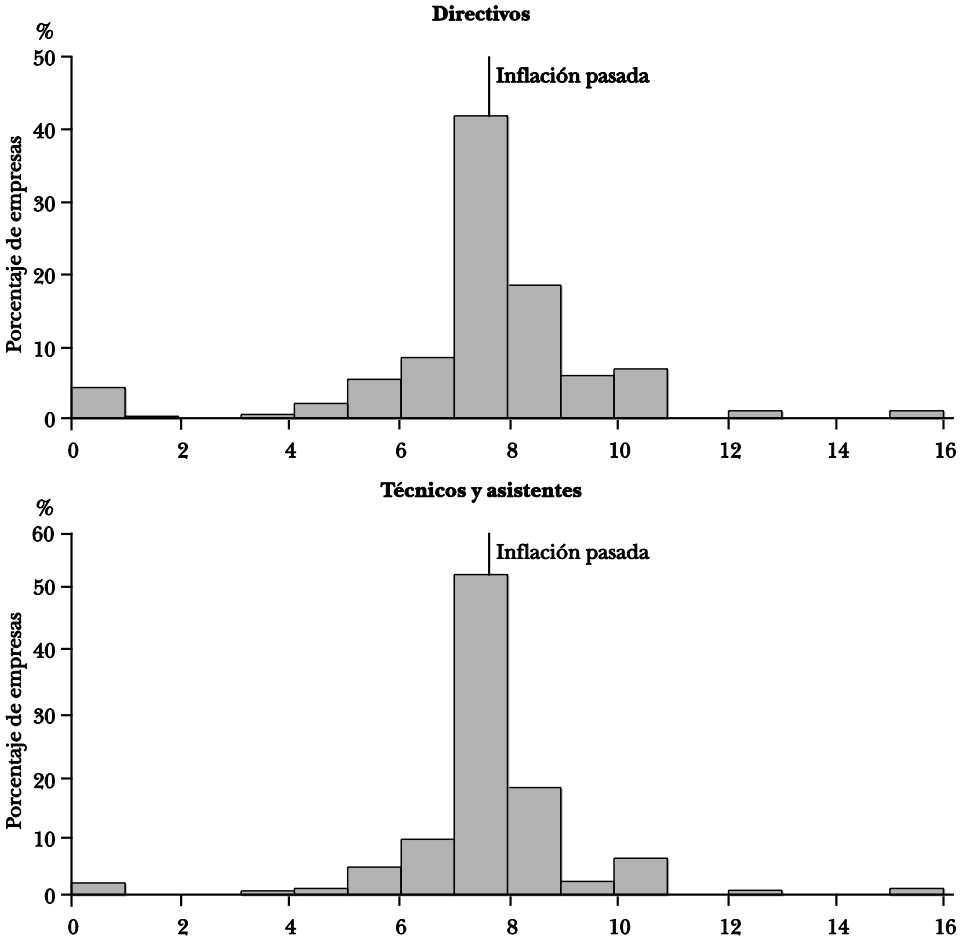
Grupo ocupacional	*No aumentar los salarios base*	*Reducir los salarios base*	*Pagar aumentos por debajo de la tasa de inflación*
Directivos			
Puntaje promedio[a]	2.33	1.52	2.13
Respuestas (%)			
No probable/poco probable	54.0	85.9	59.6
Probable/muy probable	46.0	14.1	40.4
Profesionales			
Puntaje promedio[a]	2.33	1.52	2.17
Respuestas (%)			
No probable/poco probable	53.8	86.4	57.9
Probable/muy probable	46.2	13.6	42.1
Técnicos, asistentes y trabajadores no calificados			
Puntaje promedio[a]	2.04	1.45	1.96
Respuestas (%)			
No probable/poco probable	67.7	89.3	68.2
Probable/muy probable	32.3	10.7	31.8

FUENTE: cálculos de las autoras.

[a] Puntaje promedio con base en la siguiente escala: 1 = no probable; 2 = poco probable; 3 = probable; 4 = muy probable.

Las respuestas en cuanto a las rigideces salariales son congruentes con los resultados obtenidos cuando se consultó a las empresas sobre el último aumento salarial efectivo anual. La gráfica II muestra los histogramas de la distribución del cambio promedio del salario nominal para cada grupo ocupacional entre 2008 y 2009, cuando el país mostraba signos de una desaceleración en la actividad económica. Tal como se ilustró, ninguna de las compañías redujo los salarios y hay una concentración de observaciones alrededor de la tasa de inflación observada para el año 2008, de 7.67%. En el caso de trabajadores no calificados, las modificaciones salariales se concentraron en torno a este valor en aproximadamente el 60% de las empresas; no obstante, para los directivos, esta proporción se reduce a aproximadamente el 40%. Además, los congelamientos salariales

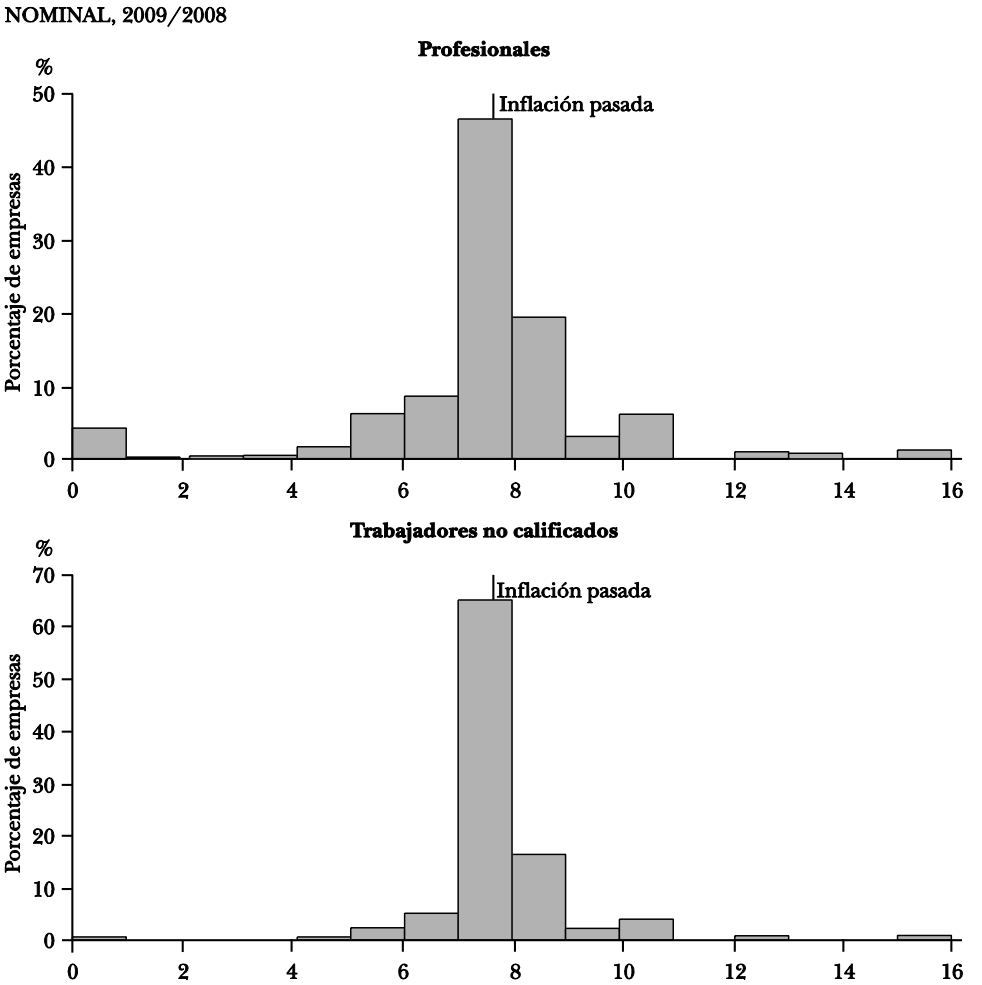
GRÁFICA II. HISTOGRAMAS DE LA DISTRIBUCIÓN DEL ÚLTIMO AUMENTO DEL SALARIO



FUENTE: cálculos de las autoras.

son menos frecuentes entre los trabajadores menos calificados, ya que podrían estar protegidos por acuerdos colectivos.

Seguidamente, para evaluar la relevancia de las características de la empresa para las respuestas, estimamos modelos logísticos ordenados para cada acción y grupo ocupacional. La variable dependiente aumenta con la probabilidad de llevar a cabo tales acciones. Toma valores de 1 a 4, donde 1 es no probable; 2, poco probable; 3, probable; y 4, muy probable. Los parámetros de los umbrales calculados en todos los modelos son



estadísticamente diferentes entre sí; por lo tanto, mantuvimos las cuatro categorías para las variables dependientes en todos los modelos.[13]

Las variables explicativas toman en cuenta las diferencias en sectores económicos y la ubicación de las empresas (región); consideramos al comercio y a ciudades distintas de Bogotá (la capital del país) como las

[13] Se realizó la prueba de Wald para evaluar la diferencia entre los parámetros de los umbrales. Los resultados de las pruebas, así como los efectos marginales para todos los modelos, se pueden obtener de los autores, previa solicitud.

categorías de referencia en las regresiones. También se incluye el tamaño de la empresa, determinado por el número de empleados [log (núm. de empleados)]. Además, se incluyeron la porción de directivos y profesionales (trabajadores calificados), el porcentaje de trabajadores que ganan el salario mínimo (trabajadores con salario mínimo), y la participación de empleados con un contrato de trabajo permanente (trabajadores permanentes) para tener en cuenta las características y la composición de la fuerza laboral. Más aún, se consideraron una variable ficticia, que toma el valor de uno si la empresa tiene alguna forma de acuerdo colectivo (acuerdos colectivos), y una medida de densidad sindical (miembros sindicalizados, en porcentaje) para evaluar la importancia de los contratos salariales colectivos. Además, incluimos variables ficticias para dar cuenta de la presencia de beneficios flexibles y pagos variables.[14] Finalmente, también se incluyeron los costos laborales como porción de los costos totales para aproximar la intensidad del trabajo.

El cuadro 2 muestra los resultados de las estimaciones logísticas ordenadas para las alternativas no aumentar los salarios base y reducir los salarios base. Según los resultados para todos los grupos de ocupación, la probabilidad de que las empresas no aumenten los salarios base en una desaceleración económica aumenta con la proporción de costos laborales en los totales, según lo esperado. Además, en las empresas que operan en la construcción, manufactura y servicios financieros esta estrategia es menos probable que en las del sector comercial (la categoría de referencia), donde la alta participación de trabajadores temporales podría afectar el poder de negociación de los empleados. Con respecto a la composición de la fuerza laboral, en el caso de directivos y profesionales la probabilidad de que las empresas no aumenten los salarios base disminuye a medida que la proporción de trabajadores calificados aumenta. Esto podría explicarse por la dificultad para reclutar empleados de este tipo, tal como lo indica nuestra encuesta. La presencia de beneficios flexibles es estadísticamente significativa sólo en el caso de los directivos, donde dichos beneficios dan cuenta de aproximadamente el 15% de su remuneración. Por último, en el caso de técnicos, asistentes y trabajadores no calificados, a medida que crecen el tamaño de la empresa y la porción de trabajadores con salario mínimo, la probabilidad de no aumentar los salarios base

[14] Los beneficios flexibles corresponden a un plan formal por el cual los empleados pueden elegir distintos beneficios pagados por el empleador o aceptar dinero en efectivo. El pago variable corresponde a una forma de compensación que vincula el pago al empleado con alguna medida de rendimiento laboral.

disminuye; esto también vale para las empresas que operan en los sectores de agricultura, silvicultura y pesca.

Los resultados para la alternativa de reducir salarios base también aparecen en el cuadro 2. Para todos los cargos, encontramos que la probabilidad de recurrir a esta opción disminuye a medida que la porción de empleados con contratos permanentes aumenta, lo que sugiere que estos trabajadores tienen mayor poder de negociación. En el caso particular de los directivos, las empresas ubicadas en Bogotá tienen menos probabilidades de reducir salarios que las de otras ciudades del país. Por otra parte, en las empresas en otros servicios, y electricidad, gas, agua y minería, la probabilidad de reducir salarios es mayor que en el sector comercial. En el caso de técnicos, asistentes y trabajadores no calificados, la probabilidad de reducir salarios disminuye a medida que el porcentaje de miembros sindicalizados aumenta, lo que sugiere que los acuerdos colectivos son una de las razones principales de rigidez salarial en este grupo ocupacional.

También examinamos qué tipo de empresa es más proclive a aumentar salarios a una tasa menor que la de la inflación. En general, los resultados muestran que la probabilidad de recurrir a esta opción disminuye a medida que la proporción de los costos laborales aumenta, lo que sugiere que la presencia de RBSR es más probable en empresas que son menos intensivas en trabajo. Por sector, las empresas que pertenecen al de otros servicios tienen más probabilidad de aumentar los salarios por debajo de la tasa de inflación.

4. RAZONES PARA EVITAR RECORTES SALARIALES

En esta sección analizamos las razones por las que las empresas no reducen los salarios base en épocas difíciles y evaluamos diferentes teorías de rigidez salarial. En particular, la teoría de contratos enuncia que las compañías y sus empleados firman contratos de largo plazo para que los salarios se fijen por anticipado. El fin es mantener un salario real estable en todo el ciclo del negocio (Baily, 1974; Azariadis, 1975; Taylor, 1979). Según la teoría del *insider-outsider*, las compañías son renuentes a despedir a sus empleados (*insiders*) y contratar trabajadores desempleados (*outsiders*) con salarios menores, por el costo que implica contratar y capacitar a nuevos trabajadores. Además, los *insiders* pueden rehusarse a cooperar con los nuevos empleados. Esto aumenta la posibilidad de reducir la

CUADRO 2. ¿QUÉ TAN PROBABLE ES PARA UNA EMPRESA NO AUMENTAR O REDUCIR LOS SALARIOS BASE? (ESTIMACIONES LOGÍSTICAS ORDENADAS, PONDERADAS)

	No aumenta el salario base						*Reduce el salario base*					
	Directivos		*Profesionales*		*Técnicos, asistentes y trabajadores no calificados*		*Directivos*		*Profesionales*		*Técnicos, asistentes y trabajadores no calificados*	
Variables												
Agricultura, silvicultura y pesca	−0.123	(0.217)	−0.327	(0.238)	−0.594[c]	(0.236)	−0.040	(0.238)	−0.244	(0.254)	−0.279	(0.250)
Construcción	−0.805[c]	(0.234)	−0.619[b]	(0.227)	−0.529[c]	(0.211)	−0.369	(0.253)	0.120	(0.236)	0.352[a]	(0.228)
Electricidad, gas, agua y minería	−0.105	(0.248)	−0.414[a]	(0.253)	−0.188	(0.227)	0.487[a]	(0.290)	0.451[a]	(0.295)	0.372	(0.283)
Manufactura	−0.396[b]	(0.199)	−0.410[b]	(0.207)	−0.511[c]	(0.188)	0.101	(0.214)	0.370[a]	(0.229)	0.288	(0.221)
Servicios financieros	−0.764[c]	(0.305)	−0.696[c]	(0.298)	−1.316[c]	(0.316)	−0.493	(0.377)	−0.501	(0.364)	−0.643[a]	(0.388)
Transporte, almacenamiento y comunicaciones	−0.031	(0.168)	−0.009	(0.183)	−0.209	(0.180)	−0.122	(0.212)	−0.119	(0.222)	0.023	(0.212)
Educación y salud	−0.118	(0.263)	−0.064	(0.286)	−0.350	(0.256)	0.181	(0.317)	0.222	(0.318)	−0.098	(0.311)
Otros servicios	0.203	(0.166)	0.109	(0.185)	−0.035	(0.174)	0.467[c]	(0.213)	0.315	(0.219)	0.166	(0.210)
Región	−0.214[a]	(0.128)	−0.050	(0.134)	0.177	(0.122)	−0.311[c]	(0.137)	−0.105	(0.141)	−0.137	(0.137)
Log (núm. de empleados)	0.010	(0.048)	−0.049	(0.051)	−0.074[a]	(0.045)	−0.063	(0.060)	−0.072	(0.059)	−0.051	(0.056)

Trabajadores calificados (%)	−0.006[b]	(0.003)	−0.007[c]	(0.003)	−0.002	(0.003)	−0.004	(0.003)	−0.002	(0.003)	0.004	(0.003)
Quienes ganan salario mínimo (%)	0.002	(0.002)	0.003	(0.003)	−0.004[a]	(0.002)	0.002	(0.002)	0.004	(0.003)	0.001	(0.003)
Beneficios flexibles	0.232[b]	(0.129)	0.128	(0.135)	0.035	(0.135)	0.157	(0.147)	0.193	(0.154)	0.000	(0.151)
Paga variable	0.108	(0.129)	0.018	(0.138)	−0.090	(0.127)	0.026	(0.155)	−0.085	(0.160)	−0.075	(0.152)
Acuerdos colectivos	−0.264	(0.243)	−0.245	(0.241)	−0.181	(0.238)	0.226	(0.252)	0.154	(0.256)	0.184	(0.270)
Miembros de sindicatos (%)	0.006	(0.005)	0.006	(0.005)	−0.002	(0.005)	−0.005	(0.005)	−0.007	(0.006)	−0.010[a]	(0.007)
Costos laborales (%)	0.006[b]	(0.003)	0.007[b]	(0.003)	0.007[b]	(0.004)	0.002	(0.004)	0.006	(0.004)	0.005	(0.004)
Trabajadores permanentes (%)	0.001	(0.002)	−0.001	(0.002)	0.000	(0.002)	−0.004[b]	(0.002)	−0.005[c]	(0.002)	−0.003[b]	(0.002)
Número de observaciones	1,266		1,163		1,283		1,266		1,163		1,283	
Seudo R^2	0.023		0.020		0.027		0.022		0.023		0.017	

FUENTE: cálculos de las autoras.

NOTAS: Los errores estándar robustos entre paréntesis. [a], [b] y [c] indican significancia estadística al 10, 5 y 1 por ciento, respectivamente. La variable dependiente aumenta con la importancia, en un rango entre 1 y 4, donde 1 = no importante; 2 = poco importante; 3 = importante; y 4 = muy importante.

productividad de la empresa, lo que da poder a los *insiders* para negociar sus salarios (Lindbeck y Snower, 2001).

De acuerdo con la teoría del salario de eficiencia, la productividad de los trabajadores está en función de sus salarios. Esta teoría presenta varias versiones, incluyendo el modelo de holgazanería, el de selección adversa, el de rotación de personal, el de intercambio de regalos y la hipótesis del salario justo-esfuerzo. Con el modelo de holgazanería, el costo de perder un trabajo depende positivamente del salario (Shapiro y Stiglitz 1984); con el modelo de selección adversa, los trabajadores más productivos tienen las mayores probabilidades de renunciar en caso de una reducción salarial (Weiss 1990); con el modelo de rotación de personal, las tasas de renuncia de los trabajadores dependen negativamente de la tasa salarial (Stiglitz 1974); con el modelo de intercambio de regalos, la lealtad de los trabajadores se relaciona directamente con su salario, y esta lealtad propicia mayor productividad (Akerlof 1982, 1984), y con la hipótesis del salario justo-esfuerzo, el esfuerzo de los trabajadores disminuye si el salario que reciben está por debajo de lo que ellos consideran un salario justo (Akerlof y Yellen, 1990).

En un lenguaje simple y llano, los encuestados recibieron un número de razones asociadas con las teorías mencionadas, que explican por qué las empresas no reducen los salarios (cuadro 3). Solicitamos a los entrevistados que indicaran la importancia de cada motivo según una escala de 1 a 4, donde 1 es no importante y 4 es muy importante. Se ordenaron los puntajes promedio obtenidos y se calcularon los estadísticos *t* para cada opción para evaluar si las diferencias promedio entre alternativas contiguas eran estadísticamente significativas. En todos los casos, los resultados muestran que se rechazó la hipótesis nula de puntuaciones promedio iguales para acciones contiguas, con un nivel de confianza del 99%.[15]

El cuadro 4 informa las puntaciones promedio para todos los grupos de ocupación, así como las tasas de respuesta no importante/poco importante e importante/muy importante de los diferentes motivos para evitar recortes salariales. La opción con la puntuación promedio más elevada fue evitar la pérdida de los trabajadores más productivos y experimentados. Este motivo recibe la tasa de respuesta más elevada como la explicación más importante para no recortar los salarios pagados a directivos y a profesionales. Este motivo se relaciona con la teoría del salario de eficiencia, específicamente con el modelo de selección adversa. Los estudios de

[15] Estos resultados pueden obtenerse de los autores, previa solicitud.

CUADRO 3. TEORÍAS ASOCIADAS A LA RIGIDEZ DE SALARIOS

Razones propuestas	*Teoría asociada*
Para prevenir la pérdida de los trabajadores más productivos y experimentados	Salarios de eficiencia (selección adversa; Weiss, 1990)
Para no afectar la motivación de los empleados	Salario de eficiencia (hipótesis de salario justo-esfuerzo; intercambio de regalos; Akerlof, 1984; Akerlof y Yellen, 1990)
Para no afectar el esfuerzo y la productividad de los trabajadores	Salarios de eficiencia (holgazanería, hipótesis de salario justo-esfuerzo, intercambio de regalos; Shapiro y Stiglitz, 1984; Akerlof, 1984; Akerlof y Yellen, 1990)
Acuerdos previos entre empleados y empleadores	Teoría de contratos (Taylor, 1979; Baily, 1974; Azariadis, 1975)
Minimizar costos de rotación laboral	Salarios de eficiencia (minimizar la rotación, Stiglitz, 1974)
Para no afectar los salarios relativos con respecto a la competencia (afuera de la firma)	Teoría keynesiana
Restricciones legales	Teoría de contratos (Taylor, 1979; Baily, 1974; Azariadis, 1975)
Acuerdos colectivos	Teorías de negociación (*insider-outsider;* Lindbeck y Snower, 2001).

FUENTE: Iregui *et al.* (2009b).

Campbell y Kamlani (1997) para Estados Unidos, Zoega y Karlsson (2006) para Islandia, Martins (2009) para Portugal y Copaciu *et al.* (2010) para Rumania arrojaron resultados similares.

La encuesta también mostró que no afectar el esfuerzo y la productividad del trabajador y no afectar la motivación del trabajador son razones muy importantes para no reducir el salario base. Estas alternativas también se relacionan con la teoría del salario de eficiencia, en particular con el modelo de holgazanería, el modelo de intercambio de regalos y la hipótesis del salario justo-esfuerzo. A pesar de las diferencias en las instituciones del mercado laboral, nuestros resultados son similares a los de los países desarrollados. Por ejemplo, Bewley (1995, 1999 y 2004) determinó que en Estados Unidos los empleadores no recortan salarios por el efecto que esto tendría en la moral y la motivación de los trabajadores. Evidencia similar se encontró en los estudios de Blinder y Choi (1990) y Campbell y Kamlani (1997) para Estados Unidos, Kaufman (1984) para el Reino Unido, Agell y Bennmarker (2002, 2007) para Suecia, Franz y Pfeiffer (2003) para Alemania, Kawaguchi y Ohtake (2008) para Japón, Martins (2009) para Portugal y la Wage Dynamics Network (Banco Central Europeo 2009; y Babecký *et al.*, 2009a) para distintos países europeos.

CUADRO 4. IMPORTANCIA DE LAS SIGUIENTES RAZONES PARA EVITAR RECORTES SALARIALES

Razones	*Directivos*			*Profesionales*			*Técnicos, asistentes, y trabajadores no calificados*		
	Puntaje promedio[a]	*Respuestas: no importante/poco importante (%)*	*Respuestas: importante/muy importante (%)*	*Puntaje promedio*[a]	*Respuestas: no importante/ poco importante (%)*	*Respuestas: importante/muy importante (%)*	*Puntaje promedio*[a]	*Respuestas: no importante/ poco importante (%)*	*Respuestas: importante/muy importante (%)*
Acuerdos colectivos	1.90(9)	69.9	30.4	2.22(8)	56.5	43.5	3.00(5)	27.2	72.8
Restricciones legales	2.03(8)	64.4	35.6	2.03(9)	64.8	35.2	2.08(9)	62.6	37.4
Acuerdos previos entre empleado y empleadores	2.51(5)	43.9	56.1	2.67(5)	35.3	64.7	2.70(6)	36.1	63.9
Para evitar la pérdida de reputación de la empresa	3.14(2)	22.0	78.0	3.13(4)	21.1	78.9	3.15(4)	21.2	78.8
Para no afectar la motivación de los empleados	3.01(3)	26.8	73.2	3.21(3)	16.9	83.1	3.30(3)	14.8	85.2
Para no afectar el esfuerzo y productividad de los trabajadores	2.98(4)	27.2	72.8	3.22(2)	17.1	82.9	3.33(2)	14.4	85.6
Minimizar los costos de rotación laboral	2.48(6)	45.0	55.0	2.60(6)	40.8	59.2	2.61(7)	39.7	60.3
Para evitar la pérdida de los trabajadores más productivos y experimentados	3.16(1)	21.5	78.5	3.34(1)	14.0	86.0	3.35(1)	14.9	85.1
Para no afectar los salarios relativos con respecto a la competencia (afuera de la empresa)	2.28(7)	53.2	46.8	2.28(7)	51.7	48.3	2.28(8)	54.2	45.8

FUENTE: cálculos de las autoras.

NOTA: Los números entre paréntesis corresponden al orden que obtuvo cada acción.

[a] Puntajes promedio con base en la siguiente escala: 1 = no importante; 2 = poco importante; 3 = importante; 4 = muy importante.

Otro motivo importante que los encuestados mencionaron para no recortar los salarios base es evitar la pérdida de la reputación de la empresa. Para técnicos, asistentes y trabajadores no calificados, en oposición a directivos y profesionales, se encontró evidencia sólida de acuerdos colectivos, cuya presencia podría estar asociada con la teoría del *insider-outsider*.[16] De forma similar, Franz y Pfeiffer (2003) encontraron que los acuerdos con sindicatos explican la rigidez salarial para los trabajadores menos calificados en empresas alemanas. En Suecia, el elevado índice de sindicalización explica la rigidez salarial en todos los grupos ocupacionales (Agell y Bennmarker 2002, 2007).[17] En Colombia, cuando las empresas se clasifican por número de empleados, esta opción recibe más apoyo en empresas de gran tamaño que en las pequeñas, posiblemente debido a que los acuerdos colectivos son más frecuentes en empresas de mayor tamaño.[18] Entre sectores, esta opción recibe las tasas de respuestas más elevadas en electricidad, gas, agua y minería, y manufactura, donde el número de empresas con acuerdos colectivos (26.1% y 19.6%, respectivamente) está por encima del promedio (9.3%).

Otras razones reciben menos apoyo en la explicación del porqué las empresas no recortan salarios. Minimizar costos de rotación de personal obtuvo un apoyo moderado, en especial en empresas grandes y en el sector de otros servicios. Sin embargo, en la construcción esta opción recibe la tasa de respuesta más baja entre todos los sectores, posiblemente debido a un exceso de oferta de mano de obra en este sector. Tal como lo mencionan Campbell y Kamlani (1997) y Agell y Bennmarker (2002), las empresas no reducen los salarios para evitar que renuncien más trabajadores. Según nuestra encuesta, una mejor oferta salarial es uno de los motivos principales por el que los trabajadores dejan la empresa, lo que podría indicar que las empresas perciben el riesgo de salida voluntaria como una restricción a la política salarial.

Luego, controlamos por los factores que podrían explicar las rigideces salariales en el país mediante el cálculo de modelos logísticos ordenados.

[16] La teoría del *insider-outsider* considera a los miembros de un sindicato como *insiders* que se preocupan poco por quienes no son miembros (*outsiders*). Estos *insiders* tienen poder para negociar salarios.

[17] En Suecia, la tasa de densidad sindical fue un 75.1% en 2006; en Alemania, un 14.6% (datos disponibles en ⟨http://stats.oecd.org/Index.aspx?DatasetCode=U_D_D⟩). En Colombia, esta tasa fue un 3.4% en 2007 (Guataquí *et al.* 2009).

[18] Según los resultados de nuestra encuesta, el 35% de las empresas grandes tienen acuerdos colectivos, en contraste con sólo el 3% de las empresas pequeñas.

La variable dependiente toma valores de 1 a 4, donde 1 es no importante; 2, poco importante; 3, importante, y 4, muy importante. Al igual que antes, usamos el mismo conjunto de regresores de referencia y mantuvimos cuatro categorías para la variable dependiente en todos los modelos, dado que los parámetros de los umbrales son estadísticamente distintos entre sí.

Los resultados para el motivo calificado como el más importante para no reducir salarios, es decir, el de evitar la pérdida de los trabajadores más productivos y experimentados se mencionan en el cuadro 5. En el caso de los directivos, los resultados principales indican que el tamaño de la empresa; su ubicación geográfica y el sector donde opera afectan la probabilidad de calificar este motivo como importante. En particular, se obtuvo gran apoyo por el modelo de selección adversa entre las empresas más grandes y entre las que pertenecen al sector de otros servicios. Por el contrario, se obtuvo menos respaldo entre las empresas ubicadas fuera de la capital de la nación y entre las que operan en construcción, manufactura, servicios financieros, y educación y salud, en comparación con el sector comercial. Para los profesionales, la probabilidad de calificar este motivo como importante es estadísticamente significativa sólo para empresas relacionadas con transporte, almacenamiento y comunicaciones, y otros servicios. Sin embargo, para los técnicos, asistentes y trabajadores no calificados, sólo es significativa para las empresas relacionadas con transporte, almacenamiento y comunicaciones.

Para las opciones de no afectar la motivación del empleado y no afectar el esfuerzo y la productividad del trabajador, los resultados indican que la probabilidad de que las empresas califiquen cada una de estas razones como importante aumenta conforme crece el número de empleados. Agell y Bennmarker (2007) señalan que la rigidez salarial podría ser problemática en empresas de mayor tamaño debido a la elusión de responsabilidades, ya que es más difícil para estas supervisar el esfuerzo de los trabajadores. Además, la importancia de estas razones aumenta para las empresas en el sector de otros servicios, que abarca actividades muy especializadas que requieren capacidades particulares.[19] Por el contrario, la importancia de estas opciones es menor para las empresas ubicadas en

[19] Este sector comprende actividades tales como consultoría y elaboración de *software;* mantenimiento y reparación de oficinas; máquinas para computación y contabilidad; investigación y desarrollo experimental en ciencias naturales, ingeniería, ciencias sociales y humanidades; actividades legales, contables y de auditoría; consultoría impositiva; investigación de mercado y encuestas de opinión pública; consultoría de negocios y gerencia; y publicidad, entre otras actividades.

CUADRO 5. IMPORTANCIA DE LAS SIGUIENTES RAZONES PARA EVITAR EL RECORTE DE SALARIOS (ESTIMACIONES LOGÍSTICAS ORDENADAS, PONDERADAS)

Variable dependiente y grupos ocupacionales / *Variables explicativas*	*Para evitar la pérdida de los trabajadores más productivos y experimentados*					
	Directivos		*Profesionales*		*Técnicos, asistentes y trabajadores no calificados*	
Agricultura, silvicultura y pesca	0.091	(0.225)	0.307	(0.225)	0.026	(0.218)
Construcción	–0.74[c]	(0.210)	–0.065	(0.216)	–0.171	(0.221)
Electricidad, gas, agua y minería	0.374	(0.282)	0.241	(0.289)	0.195	(0.282)
Manufactura	–0.491[c]	(0.217)	0.140	(0.226)	0.207	(0.216)
Servicios financieros	–0.829[c]	(0.293)	0.118	(0.347)	–0.043	(0.344)
Transporte, almacenamiento y comunicaciones	–0.333[a]	(0.195)	0.586[c]	(0.213)	0.391[b]	(0.206)
Educación y salud	–0.458[a]	(0.260)	0.388	(0.283)	–0.060	(0.262)
Otros servicios	0.444[c]	(0.191)	0.452[c]	(0.203)	0.033	(0.184)
Región	–0.729[c]	(0.132)	–0.190	(0.142)	–0.165	(0.138)
Log (núm. de empleados)	0.218[c]	(0.055)	0.066	(0.059)	–0.015	(0.056)
Trabajadores calificados (%)	0.002	(0.003)	–0.001	(0.003)	–0.004	(0.003)
Quienes ganan salario mínimo (%)	–0.002	(0.003)	–0.001	(0.003)	–0.003	(0.003)
Beneficios flexibles	0.069	(0.148)	0.145	(0.154)	0.196	(0.147)
Paga variable	0.175	(0.133)	0.215	(0.148)	0.159	(0.144)
Acuerdos colectivos	–0.086	(0.283)	–0.228	(0.299)	–0.380	(0.279)
Miembros de sindicatos (%)	0.001	(0.006)	0.001	(0.007)	–0.001	(0.005)
Costos laborales (%)	0.001	(0.004)	0.003	(0.004)	0.006	(0.004)
Trabajadores permanentes (%)	0.001	(0.002)	0.001	(0.002)	0.000	(0.002)
Número de observaciones	1,266		1,163		1,283	
Seudo R^2	0.043		0.011		0.009	

FUENTE: cálculos de las autoras.

NOTAS: Errores estándar robustos están entre paréntesis. [a], [b] y [c] indican significancia estadística al 10, 5 y 1 por ciento, respectivamente. La variable dependiente aumenta de acuerdo con la importancia, en un rango entre 1 y 4, donde 1 = no importante; 2 = poco importante; 3 = importante; y 4 = muy importante.

Bogotá en comparación con el resto del país. En el caso de los directivos, el sector económico donde opera la empresa podría aumentar o disminuir de manera significativa la probabilidad de calificar estas dos opciones como importantes, en comparación con el sector comercial. Por ejemplo, la probabilidad se reduce para las empresas de la construcción, manufactura y servicios financieros, mientras que se incrementa para las empresas de electricidad, gas, agua y minería (cuadro 6).

De forma similar, tal como se observa en el cuadro 7, para los motivos de minimizar costos de rotación de personal y no afectar salarios relativos en relación con la competencia (fuera de la empresa), el tamaño de la empresa, su ubicación y sector económico son significativos en la explicación de por qué las empresas califican estos motivos como importantes para evitar recortes salariales. Cabe mencionar que para evaluar el poder explicativo de los acuerdos colectivos como una razón para evitar los recortes salariales, se estimó un modelo logístico ordenado (cuadro 8). Sólo en el caso de técnicos, asistentes y trabajadores no calificados la proporción de trabajadores sindicalizados resultó positiva y altamente significativa; esto indica el poder de negociación que estos trabajadores podrían tener. Además, los resultados muestran que, para la mayoría de los sectores, los coeficientes son negativos y significativos en relación con el sector comercial donde la densidad sindical es muy baja (según nuestra encuesta, sólo el 2.2% de las empresas en este sector tiene sindicatos).

Con respecto a los motivos relacionados con la teoría de contratos, las restricciones legales y los acuerdos previos entre empleados y empleadores (cuadros 8 y 9, respectivamente), los resultados indican que las empresas ubicadas en Bogotá tienen mayores probabilidades de considerar estos motivos como una explicación para la rigidez salarial. En el caso particular de acuerdos previos, el coeficiente de la porción de empleados que tienen un contrato permanente es negativo y altamente significativo. Tal como lo sugieren Agell y Bennmarker (2007), el poder de negociación de estos trabajadores podría aumentar a medida que se incremente la proporción de empleados con trabajos más seguros.

Por último, otra razón para no efectuar reducciones salariales fue evitar la pérdida de reputación de la empresa. Este motivo es importante para las empresas de otros servicios y de transporte, almacenamiento y comunicaciones, porque estos sectores podrían emplear a trabajadores especializados y las empresas no quieren que su política salarial sea un elemento de disuasión para futuros empleados (cuadro 9).

4.1 Complementariedad entre teorías de rigideces salariales

Summers (1988) y Agell y Bennmarker (2007) señalan que diferentes fuentes de rigidez salarial pueden operar al mismo tiempo, reforzándose entre sí. Para explorar la posible interacción de teorías distintas, calculamos las correlaciones por rangos de Spearman entre los distintos motivos para evitar recortes salariales (cuadros 10a, 10b, y 10c).

Los resultados indican que los motivos asociados con la teoría del salario de eficiencia se correlacionan fuertemente en todos los grupos de ocupación. En específico, en todos los casos, la correlación más alta observada se da entre no afectar la motivación del empleado y no afectar el esfuerzo y la productividad del trabajador. El primer motivo también se correlaciona altamente con las razones: evitar la pérdida de los trabajadores más productivos y experimentados, y minimizar los costos de rotación de personal, lo que podría indicar que las empresas prefieren mantener a sus empleados motivados, y así evitar perder a sus trabajadores más valiosos y afrontar el costo de capacitar a nuevos trabajadores. También cabe mencionar que la presencia de acuerdos colectivos se correlaciona de modo significativo con las razones asociadas con la teoría de contratos, dado el poder de negociación que tienen los sindicatos para acordar contratos a largo plazo entre empresas y trabajadores.

5. OTRAS RESPUESTAS DE LAS EMPRESAS ANTE UNA DESACELERACIÓN ECONÓMICA

Además de considerar las modificaciones en el salario base, analizamos otras opciones que podrían adoptar las empresas para ajustar los costos laborales durante un período de desaceleración económica. Según Babecký *et al.* (2009b) y Fabiani *et al.* (2010), el uso de estrategias alternativas ha cobrado importancia debido a la presencia de rigideces salariales que dificultan el recorte de salarios para regular el mercado laboral. En particular, incluimos las opciones relacionadas con la remuneración para empleados, además de los salarios base, y el personal de la empresa. La primera incluye la reducción de pagos variables y beneficios no obligatorios,[20] mientras que la última considera los cambios en el tipo de contrato

[20] Los beneficios que no son obligatorios se determinan por acuerdos colectivos, o bien el empleador los fija discrecionalmente.

CUADRO 6. IMPORTANCIA DE LAS SIGUIENTES RAZONES PARA EVITAR EL RECORTE DE SALARIOS (ESTIMACIONES LOGÍSTICAS ORDENADAS, PONDERADAS)

Variable dependiente y grupos ocupacionales / *Variables explicativas*	*Para no afectar la motivación del empleado*						*Para no afectar el esfuerzo y productividad de los trabajadores*					
	Directivos		*Profesionales*		*Técnicos, asistentes y trabajadores no calificados*		*Directivos*		*Profesionales*		*Técnicos, asistentes y trabajadores no calificados*	
Agricultura, silvicultura y pesca	0.045	(0.228)	0.160	(0.224)	–0.176	(0.209)	–0.175	(0.224)	0.078	(0.223)	–0.068	(0.218)
Construcción	–0.717[c]	(0.227)	–0.076	(0.221)	–0.176	(0.218)	–0.818[c]	(0.234)	0.028	(0.214)	–0.127	(0.216)
Electricidad, gas, agua y minería	0.466[b]	(0.259)	0.149	(0.269)	–0.010	(0.273)	0.447[a]	(0.252)	0.181	(0.266)	0.156	(0.282)
Manufactura	–0.701[c]	(0.196)	–0.213	(0.221)	–0.235	(0.213)	–0.779[c]	(0.193)	0.048	(0.221)	–0.128	(0.207)
Servicios financieros	–0.906[c]	(0.308)	–0.315	(0.337)	–0.338	(0.334)	–1.088[c]	(0.304)	–0.170	(0.350)	–0.263	(0.360)
Transporte, almacenamiento y comunicaciones	0.090	(0.196)	0.677[c]	(0.209)	0.501[c]	(0.198)	–0.117	(0.193)	0.810[c]	(0.208)	0.595[c]	(0.209)
Educación y salud	–0.337	(0.271)	–0.082	(0.266)	–0.185	(0.257)	–0.178	(0.287)	0.047	(0.286)	–0.211	(0.264)
Otros servicios	0.981[c]	(0.192)	0.582[c]	(0.197)	0.093	(0.185)	0.889[c]	(0.191)	0.585[c]	(0.192)	0.190	(0.187)
Región	–0.908[c]	(0.136)	–0.399[c]	(0.139)	–0.284[b]	(0.135)	–1.025[c]	(0.135)	–0.379[c]	(0.140)	–0.328[c]	(0.140)
Log (núm. de empleados)	0.211[c]	(0.056)	0.153[c]	(0.054)	0.084[a]	(0.053)	0.220[c]	(0.055)	0.155[c]	(0.056)	0.091[a]	(0.054)

Trabajadores calificados (%)	0.003	(0.003)	0.004	(0.003)	0.001	(0.003)	0.001	(0.003)	0.003	(0.003)	0.000	(0.003)
Quienes ganan salario mínimo (%)	0.000	(0.003)	0.000	(0.003)	−0.001	(0.003)	0.001	(0.003)	0.000	(0.003)	−0.001	(0.003)
Beneficios flexibles	−0.052	(0.143)	0.019	(0.144)	0.055	(0.141)	−0.042	(0.141)	0.187	(0.146)	0.107	(0.144)
Paga variable	0.297[b]	(0.134)	0.180	(0.144)	0.207	(0.137)	0.167	(0.130)	0.089	(0.142)	0.063	(0.138)
Acuerdos colectivos	0.190	(0.257)	−0.032	(0.238)	0.057	(0.237)	0.221	(0.276)	−0.091	(0.253)	−0.184	(0.243)
Miembros de sindicatos (%)	−0.002	(0.007)	0.002	(0.006)	−0.001	(0.005)	−0.002	(0.006)	−0.003	(0.006)	−0.005	(0.006)
Costos laborales (%)	−0.006[a]	(0.003)	−0.001	(0.004)	0.000	(0.004)	−0.007[b]	(0.003)	−0.002	(0.004)	0.002	(0.004)
Trabajadores permanentes (%)	0.002	(0.002)	0.003[b]	(0.002)	0.001	(0.002)	0.003[b]	(0.002)	0.004[b]	(0.002)	0.002	(0.002)
Número de observaciones	1,266		1,163		1,283		1,266		1,163		1,283	
Seudo R^2	0.062		0.020		0.011		0.068		0.019		0.012	

FUENTE: cálculos de las autoras.

NOTA: Errores estándar robustos están entre paréntesis. [a], [b] y [c] indican significancia estadística al 10, 5 y 1 por ciento, respectivamente. La variable dependiente aumenta de acuerdo con la importancia, en un rango entre 1 y 4, donde 1 = no importante; 2 = poco importante; 3 = importante; y 4 = muy importante.

CUADRO 7. IMPORTANCIA DE LAS SIGUIENTES RAZONES PARA EVITAR EL RECORTE DE SALARIOS (ESTIMACIONES LOGÍSTICAS ORDENADAS, PONDERADAS)

Variable dependiente y grupos ocupacionales / *Variables explicativas*	*Para minimizar los costos de rotación laboral*						*Para no afectar los salarios relativos con respecto a la competencia (afuera de la empresa)*					
	Directivos		*Profesionales*		*Técnicos, asistentes y trabajadores no calificados*		*Directivos*		*Profesionales*		*Técnicos, asistentes y trabajadores no calificados*	
Agricultura, silvicultura y pesca	−0.239	(0.225)	−0.258	(0.245)	−0.455[b]	(0.229)	−0.201	(0.234)	−0.062	(0.250)	−0.202	(0.227)
Construcción	−0.820[c]	(0.209)	−0.711[c]	(0.205)	−0.519[c]	(0.199)	−0.415[b]	(0.204)	−0.232	(0.201)	−0.125	(0.191)
Electricidad, gas, agua y minería	0.194	(0.266)	−0.110	(0.286)	−0.041	(0.276)	0.381	(0.253)	0.244	(0.269)	0.336	(0.243)
Manufactura	−0.889[c]	(0.193)	−0.598[c]	(0.202)	−0.471[c]	(0.194)	−0.716[c]	(0.189)	−0.558[c]	(0.200)	−0.461[c]	(0.191)
Servicios financieros	−1.009[c]	(0.347)	−0.870[c]	(0.308)	−0.728[c]	(0.282)	−0.983[c]	(0.353)	−1.120[c]	(0.333)	−0.881[c]	(0.341)
Transporte, almacenamiento y comunicaciones	−0.496[c]	(0.184)	−0.144	(0.189)	0.011	(0.179)	−0.516[c]	(0.190)	−0.474[c]	(0.208)	−0.324[a]	(0.193)
Educación y salud	−0.188	(0.273)	−0.072	(0.270)	−0.052	(0.256)	−0.136	(0.241)	−0.154	(0.234)	0.062	(0.226)
Otros servicios	0.753[c]	(0.184)	0.574[c]	(0.195)	0.442[c]	(0.184)	0.517[c]	(0.192)	0.461[c]	(0.197)	0.616[c]	(0.184)
Región	−0.718[c]	(0.133)	−0.488[c]	(0.141)	−0.321[c]	(0.132)	−0.765[c]	(0.129)	−0.715[c]	(0.135)	−0.676[c]	(0.126)
Log (núm. de empleados)	0.185[c]	(0.052)	0.159[c]	(0.053)	0.120[c]	(0.047)	0.227[c]	(0.057)	0.237[c]	(0.055)	0.134[c]	(0.050)

Trabajadores calificados (%)	0.001	(0.003)	0.001	(0.003)	0.000	(0.003)	0.003	(0.003)	0.004	(0.003)	−0.001	(0.003)
Quienes ganan salario mínimo (%)	0.001	(0.002)	0.002	(0.003)	0.001	(0.002)	−0.001	(0.002)	0.000	(0.003)	−0.004	(0.002)
Beneficios flexibles	0.061	(0.139)	0.158	(0.144)	0.176	(0.138)	−0.105	(0.130)	−0.125	(0.139)	−0.109	(0.130)
Paga variable	0.178	(0.132)	0.132	(0.138)	0.087	(0.130)	0.170	(0.137)	0.141	(0.140)	0.076	(0.131)
Acuerdos colectivos	0.189	(0.266)	−0.028	(0.271)	−0.148	(0.260)	0.291	(0.222)	0.218	(0.236)	0.317	(0.223)
Miembros de sindicatos (%)	0.002	(0.006)	0.005	(0.006)	0.006	(0.006)	0.001	(0.005)	0.002	(0.005)	0.001	(0.005)
Costos laborales (%)	−0.006	(0.004)	−0.003	(0.004)	−0.001	(0.004)	0.003	(0.004)	0.002	(0.004)	0.002	(0.004)
Trabajadores permanentes (%)	−0.001	(0.002)	−0.001	(0.002)	−0.001	(0.002)	0.002	(0.002)	0.002	(0.002)	0.001	(0.002)
Número de observaciones	1,266		1,163		1,283		1,266		1,163		1,283	
Seudo R^2	0.055		0.036		0.024		0.048		0.043		0.034	

FUENTE: cálculos de las autoras.

NOTA: Errores estándar robustos están entre paréntesis. [a], [b] y [c] indican significancia estadística al 10, 5 y 1 por ciento, respectivamente. La variable dependiente aumenta de acuerdo con la importancia, en un rango entre 1 y 4, donde 1 = no importante; 2 = poco importante; 3 = importante; y 4 = muy importante.

CUADRO 8. IMPORTANCIA DE LAS SIGUIENTES RAZONES PARA EVITAR EL RECORTE DE SALARIOS (ESTIMACIONES LOGÍSTICAS ORDENADAS, PONDERADAS)

Variable dependiente y grupos ocupacionales / *Variables explicativas*	*Acuerdos colectivos*						*Restricciones legales*					
	Directivos		*Profesionales*		*Técnicos, asistentes y trabajadores no calificados*		*Directivos*		*Profesionales*		*Técnicos, asistentes y trabajadores no calificados*	
Agricultura, silvicultura y pesca	−0.898	(0.784)	−1.800[c]	(0.731)	−1.638[c]	(0.709)	−0.188	(0.222)	−0.191	(0.236)	0.011	(0.220)
Construcción	−0.573	(0.952)	−2.302	(0.788)	−2.080	(1.365)	−0.829[c]	(0.221)	−0.817[c]	(0.222)	−0.790[c]	(0.215)
Electricidad, gas, agua y minería	−1.217	(0.863)	−1.116[c]	(0.788)	−0.008	(0.800)	−0.101	(0.236)	−0.192	(0.245)	−0.162	(0.236)
Manufactura	−1.065[a]	(0.684)	−1.530[c]	(0.598)	−1.201[b]	(0.586)	−0.931[c]	(0.194)	−0.933[c]	(0.201)	−0.787[c]	(0.189)
Servicios financieros	−0.989	(0.947)	−1.695[b]	(0.799)	−1.539[b]	(0.820)	−0.839[c]	(0.349)	−1.014[c]	(0.353)	−0.951[c]	(0.333)
Transporte, almacenamiento y comunicaciones	−1.325[a]	(0.797)	−1.695[c]	(0.690)	−1.870[c]	(0.753)	−0.522[c]	(0.196)	−0.682[c]	(0.210)	−0.442[c]	(0.191)
Educación y salud	0.307	(0.999)	−0.142	(0.981)	−1.716[a]	(1.067)	−0.262	(0.283)	−0.366	(0.295)	−0.375	(0.273)
Otros servicios	−0.944	(0.863)	−2.341[c]	(0.756)	−2.180[c]	(0.843)	−0.090	(0.190)	−0.189	(0.205)	−0.292	(0.193)
Región	−0.749[b]	(0.407)	−0.154	(0.386)	−0.605[a]	(0.372)	−0.678[c]	(0.130)	−0.633[c]	(0.134)	−0.652[c]	(0.124)

Log (núm. de empleados)	−0.393[c]	(0.155)	−0.240	(0.173)	0.410[c]	(0.180)	0.060	(0.055)	0.085	(0.057)	0.043	(0.052)
Trabajadores calificados (%)	−0.021[a]	(0.013)	−0.024[b]	(0.012)	−0.009	(0.012)	0.001	(0.003)	0.000	(0.003)	0.002	(0.003)
Quienes ganan salario mínimo (%)	0.002	(0.007)	−0.009	(0.006)	−0.005	(0.006)	−0.002	(0.002)	−0.001	(0.003)	−0.001	(0.002)
Beneficios flexibles	0.310	(0.429)	0.369	(0.399)	−0.398	(0.415)	0.110	(0.138)	0.141	(0.144)	0.139	(0.139)
Paga variable	−0.129	(0.392)	−0.344	(0.479)	−0.109	(0.398)	0.232[a]	(0.140)	0.172	(0.147)	0.183	(0.135)
Acuerdos colectivos							0.313	(0.224)	0.350	(0.229)	0.392[a]	(0.231)
Miembros de sindicatos (%)	−0.005	(0.006)	0.002	(0.005)	0.014[c]	(0.005)	0.004	(0.004)	0.003	(0.004)	0.003	(0.004)
Costos laborales (%)	0.001	(0.008)	−0.001	(0.009)	−0.003	(0.010)	0.000	(0.004)	−0.001	(0.004)	−0.001	(0.004)
Trabajadores permanentes (%)	0.003	(0.006)	0.004	(0.006)	0.000	(0.005)	−0.002	(0.002)	−0.002	(0.002)	0.000	(0.002)
Número de observaciones	182		175		187		1,266		1,163		1,283	
Seudo R^2	0.079		0.064		0.110		0.035		0.035		0.031	

FUENTE: cálculos de las autoras.

NOTA: Errores estándar robustos están entre paréntesis. [a], [b] y [c] indican significancia estadística al 10, 5 y 1 por ciento, respectivamente. La variable dependiente aumenta de acuerdo con la importancia, en un rango entre 1 y 4, donde 1 = no importante; 2 = poco importante; 3 = importante; y 4 = muy importante.

CUADRO 9. IMPORTANCIA DE LAS SIGUIENTES RAZONES PARA EVITAR EL RECORTE DE SALARIOS (ESTIMACIONES LOGÍSTICAS ORDENADAS, PONDERADAS)

Variable dependiente y grupos ocupacionales / *Variables explicativas*	*Acuerdos previos entre empleados y empleadores*						*Para evitar la pérdida de reputación de la empresa*					
	Directivos		*Profesionales*		*Técnicos, asistentes y trabajadores no calificados*		*Directivos*		*Profesionales*		*Técnicos, asistentes y trabajadores no calificados*	
Agricultura, silvicultura y pesca	−0.178	(0.233)	−0.238	(0.231)	−0.154	(0.201)	−0.001	(0.237)	0.085	(0.240)	−0.289	(0.222)
Construcción	−0.748[c]	(0.208)	−0.327[a]	(0.210)	−0.296	(0.207)	−0.076	(0.230)	0.000	(0.234)	0.058	(0.224)
Electricidad, gas, agua y minería	−0.073	(0.257)	−0.596[b]	(0.270)	−0.499[b]	(0.264)	0.129	(0.249)	0.026	(0.251)	0.051	(0.231)
Manufactura	−0.650[c]	(0.189)	−0.218	(0.211)	−0.206	(0.206)	−0.085	(0.203)	−0.141	(0.215)	−0.126	(0.208)
Servicios financieros	−0.298	(0.265)	0.155	(0.274)	0.361	(0.280)	0.204	(0.315)	0.083	(0.340)	−0.051	(0.302)
Transporte, almacenamiento y comunicaciones	−0.241	(0.194)	0.476[c]	(0.213)	0.394[b]	(0.186)	0.503[c]	(0.195)	0.550[c]	(0.209)	0.488[c]	(0.193)
Educación y salud	−0.057	(0.266)	0.025	(0.257)	−0.071	(0.234)	0.330	(0.264)	0.449[a]	(0.272)	0.284	(0.261)
Otros servicios	0.505[c]	(0.191)	0.186	(0.191)	−0.104	(0.180)	0.578[c]	(0.180)	0.528[c]	(0.186)	0.336[b]	(0.181)
Región	−0.830[c]	(0.133)	−0.299[c]	(0.133)	−0.163	(0.120)	−0.173	(0.133)	−0.133	(0.138)	−0.074	(0.130)
Log (núm. de empleados)	0.007	(0.052)	−0.064	(0.050)	−0.099[b]	(0.049)	−0.055	(0.050)	−0.037	(0.054)	−0.025	(0.049)

Trabajadores calificados (%)	−0.001	(0.003)	0.000	(0.003)	−0.001	(0.003)	−0.001	(0.003)	0.000	(0.003)	−0.001	(0.003)
Quienes ganan salario mínimo (%)	0.001	(0.002)	0.001	(0.002)	−0.003	(0.002)	0.000	(0.002)	0.002	(0.003)	0.000	(0.002)
Beneficios flexibles	0.156	(0.134)	0.227[a]	(0.141)	0.228[a]	(0.138)	0.162	(0.131)	0.223[a]	(0.140)	0.204	(0.136)
Paga variable	0.092	(0.131)	0.040	(0.140)	−0.018	(0.133)	−0.067	(0.136)	−0.053	(0.148)	−0.037	(0.134)
Acuerdos colectivos	0.343[a]	(0.212)	0.107	(0.224)	0.304	(0.229)	−0.103	(0.234)	−0.166	(0.239)	−0.017	(0.232)
Miembros de sindicatos (%)	0.005	(0.006)	0.009[a]	(0.005)	0.014[c]	(0.005)	−0.001	(0.005)	0.000	(0.005)	−0.002	(0.004)
Costos laborales (%)	−0.002	(0.003)	0.005	(0.004)	0.002	(0.003)	0.002	(0.004)	0.001	(0.004)	0.002	(0.004)
Trabajadores permanentes (%)	−0.004[c]	(0.002)	−0.004[c]	(0.002)	−0.002	(0.002)	−0.002	(0.002)	−0.003[a]	(0.002)	−0.003[a]	(0.002)
Número de observaciones	1,266		1,163		1,283		1,266		1,163		1,283	
Seudo R^2	0.040		0.014		0.015		0.011		0.013		0.009	

FUENTE: cálculos de las autoras.

NOTA: Errores estándar robustos están entre paréntesis. [a], [b] y [c] indican significancia estadística al 10, 5 y 1 por ciento, respectivamente. La variable dependiente aumenta de acuerdo con la importancia, en un rango entre 1 y 4, donde 1 = no importante; 2 = poco importante; 3 = importante; y 4 = muy importante.

CUADRO 10. CORRELACIONES POR RANGOS DE SPEARMAN ENTRE LAS RAZONES PARA EVITAR RECORTES DE SALARIOS

Razones	*(1)*	*(2)*	*(3)*	*(4)*	*(5)*	*(6)*	*(7)*	*(8)*	*(9)*
A. Directivos									
Restricciones legales (1)	1.000								
Acuerdos previos entre empleados y empleadores (2)	0.377[a]	1.000							
Para evitar la pérdida de reputación de la empresa (3)	0.092[a]	0.298[a]	1.000						
Para no afectar la motivación del empleado (4)	0.239[a]	0.363[a]	0.398[a]	1.000					
Para no afectar el esfuerzo y la productividad de los trabajadores (5)	0.265[a]	0.381[a]	0.356[a]	0.818[a]	1.000				
Minimizar los costos de rotación laboral (6)	0.349[a]	0.371[a]	0.222[a]	0.497[a]	0.553[a]	1.000			
Para evitar la pérdida de los trabajadores más productivos y experimentados (7)	0.215[a]	0.350[a]	0.327[a]	0.619[a]	0.608[a]	0.473[a]	1.000		
Para no afectar salarios relativos con respecto a la competencia (8)	0.303[a]	0.365[a]	0.207[a]	0.401[a]	0.420[a]	0.530[a]	0.394[a]	1.000	
Acuerdos colectivos (9)	0.255[a]	0.337[a]	0.062	–0.060	0.048	0.018	–0.010	0.057	1.000
B. Profesionales									
Restricciones legales (1)	1.000								
Acuerdos previos entre empleados y empleadores (2)	0.229[a]	1.000							
Para evitar la pérdida de reputación de la empresa (3)	0.048	0.399[a]	1.000						
Para no afectar la motivación del empleado (4)	0.069	0.256[a]	0.524[a]	1.000					
Para no afectar el esfuerzo y la productividad de los trabajadores (5)	0.064	0.323[a]	0.517[a]	0.773[a]	1.000				

Minimizar los costos de rotación laboral (6)	0.299[a]	0.236[a]	0.281[a]	0.360[a]	0.371[a]	1.000			
Para prevenir la pérdida de los trabajadores más productivos y experimentados (7)	0.023	0.311[a]	0.468[a]	0.563[a]	0.567[a]	0.332[a]	1.000		
Para no afectar salarios relativos con respecto a la competencia (8)	0.300[a]	0.188[a]	0.197[a]	0.230[a]	0.224[a]	0.454[a]	0.213[a]	1.000	
Acuerdos colectivos (9)	0.354[a]	0.337[a]	0.107	−0.013	0.048	0.032	0.097	0.011	1.000
C. Técnicos, asistentes y trabajadores no calificados									
Restricciones legales (1)	1.000								
Acuerdos previos entre empleados y empleadores (2)	0.134[a]	1.000							
Para prevenir la pérdida de reputación de la empresa (3)	−0.028	0.382[a]	1.000						
Para no afectar la motivación del empleado (4)	−0.019	0.266[a]	0.577[a]	1.000					
Para no afectar el esfuerzo y la productividad de los trabajadores (5)	0.007	0.303[a]	0.566[a]	0.759[a]	1.000				
Minimizar los costos de rotación laboral (6)	0.152[a]	0.185[a]	0.330[a]	0.316[a]	0.310[a]	1.000			
Para prevenir la pérdida de los trabajadores más productivos y experimentados (7)	−0.013	0.304[a]	0.484[a]	0.558[a]	0.601[a]	0.329[a]	1.000		
Para no afectar salarios relativos con respecto a la competencia (8)	0.184[a]	0.114[a]	0.220[a]	0.209[a]	0.192[a]	0.431[a]	0.211[a]	1.000	
Acuerdos colectivos (9)	0.364[a]	0.310[a]	−0.087	0.018	0.036	0.040	0.085	0.036	1.000

FUENTE: cálculos de las autoras.

NOTAS: [a] Indica significancia estadística al 1%. Número de observaciones: En el caso de directivos es 1,267, excepto para la acción (9), donde el número de observaciones es 183; en el caso de profesionales es 1,164, excepto para la acción (9), donde el número de observaciones es 176; en el caso de técnicos, asistentes y trabajadores no calificados es 1,284, excepto para la acción (9), donde el número de observaciones es 188.

de trabajo, el despido de empleados, la contratación de trabajadores con salarios más bajos y no contratar a nadie (cuadro 11).

La encuesta muestra que, en todos los casos, aproximadamente el 30% de las empresas consideran la opción de reducir beneficios no reglamentados y reducir el pago variable como probable/muy probable. La opción de despedir empleados es más frecuente en el caso de técnicos, asistentes y trabajadores no calificados que en el de directivos y profesionales, lo que sugiere que las empresas son más renuentes a despedir trabajadores con mayor calificación.[21] Según nuestra encuesta, las empresas que tenían dificultades para cubrir vacantes argumentaron que el motivo principal fue la falta de candidatos con el perfil solicitado, en especial en el caso de los directivos.

La alternativa de cambiar el tipo de contrato de trabajo también es probable/muy probable para aproximadamente el 30% de las empresas. Por sector, en agricultura, silvicultura y pesca las opciones de contratar nuevos trabajadores con salarios más bajos y despedir empleados tienen tasas de respuesta más elevadas en no probable/poco probable que los otros sectores con respecto a profesionales y técnicos, asistentes y trabajadores no calificados. En el sector de la construcción, la opción de reducir los pagos variables tiene las tasas de respuesta más altas de no probable/poco probable en todas las ocupaciones (83% en promedio). Por último, en el caso de agricultura, silvicultura y pesca, la alternativa de contratar a nuevos trabajadores con salarios más bajos tiene la tasa de respuesta más alta de no probable/poco probable en todas las ocupaciones (80% en promedio).

Las estrategias de ajustar los costos laborales en un periodo de desaceleración económica no son mutuamente excluyentes y las empresas podían usar más de una opción. Para evaluar el vínculo entre las distintas alternativas, calculamos las correlaciones por rangos de Spearman para pares de las distintas estrategias (cuadro 12). Según lo esperado, despedir empleados y contratar a nuevos trabajadores con salarios más bajos tiene uno de los coeficientes de correlación más altos para todos los grupos ocupacionales, lo que sugiere que algunas empresas podrían usar la renovación de personal para ajustar los costos laborales. De manera similar, la estrategia de cambiar el tipo de contrato de empleo se correlaciona altamente con las opciones de despedir empleados y contratar a nuevos trabajadores

[21] De hecho, el puntaje promedio obtenido con respecto a esta estrategia es el más elevado para profesionales y técnicos, asistentes y trabajadores no cualificados.

CUADRO 11. ¿QUÉ TAN PROBABLE ES QUE SU EMPRESA LLEVE A CABO LAS SIGUIENTES ACCIONES?

Grupo ocupacional	*Cambiar el tipo de contrato laboral*	*No contratar a ninguna persona*	*Despedir empleados*	*Contratar nuevos trabajadores con salarios menores*	*Reducir los beneficios diferentes a los de ley*	*Reducir el pago variable*	*No hacer nada*
Directivos							
Puntaje promedio[a]	1.64	2.18	1.93	1.83	1.84	1.90	2.00
Respuestas (%)							
No probable / poco probable	81.2	58.2	70.8	73.6	70.5	68.9	78.6
Probable / muy probable	18.8	41.8	29.2	26.4	29.5	31.1	21.4
Profesionales							
Puntaje promedio[a]	1.86	2.21	2.20	2.14	1.82	1.90	1.76
Respuestas (%)							
No probable / poco probable	72.2	56.6	59.6	59.3	70.5	71.0	87.7
Probable / muy probable	27.8	43.4	40.4	40.7	29.5	29.0	12.3
Técnicos, asistentes y trabajadores no calificados							
Puntaje promedio[a]	1.93	2.08	2.34	2.14	1.75	1.90	1.77
Respuestas (%)							
No probable / poco probable	68.8	63.3	53.4	60.9	74.0	73.0	87.0
Probable / muy probable	31.2	36.7	46.6	39.1	26.0	27.0	13.0

FUENTE: cálculos de las autoras.

[a] Puntaje promedio con base en la siguiente escala: 1 = no probable; 2 = poco probable; 3 = probable; 4 = muy probable.

CUADRO 12. CORRELACIONES POR RANGOS DE SPEARMAN ENTRE LAS ESTRATEGIAS PARA AFRONTAR UNA DESACELERACIÓN DE LA ACTIVIDAD ECONÓMICA

Acciones	*(1)*	*(2)*	*(3)*	*(4)*	*(5)*	*(6)*
A. Directivos						
Cambio del tipo de contrato del empleado (1)	1.000					
No contratar (2)	0.277[a]	1.000				
Despedir empleados (3)	0.418[a]	0.427[a]	1.000[a]			
Contratar nuevos empleados con salarios menores (4)	0.425[a]	0.313[a]	0.491[a]	1.000		
Reducir los beneficios no obligatorios por ley (5)	0.318[a]	0.320[a]	0.317[a]	0.336[a]	1.000	
Reducir los pagos variables (6)	0.307[a]	0.286[a]	0.292[a]	0.315[a]	0.458[a]	1.000
B. Profesionales						
Cambio del tipo de contrato del empleado (1)	1.000					
No contratar (2)	0.094[a]	1.000				
Despedir empleados (3)	0.376[a]	0.306[a]	1.000			
Contratar nuevos empleados con salarios menores (4)	0.418[a]	0.104[a]	0.432[a]	1.000		
Reducir los beneficios no obligatorios por ley (5)	0.144[a]	0.303[a]	0.153[a]	0.134[a]	1.000	
Reducir los pagos variables (6)	0.247[a]	0.214[a]	0.177[a]	0.148[a]	0.456[a]	1.000
C. Técnicos, asistentes y trabajadores no calificados						
Cambio del tipo de contrato del empleado (1)	1.000					
No contratar (2)	0.068	1.000				
Despedir empleados (3)	0.346[a]	0.221[a]	1.000			
Contratar nuevos empleados con salarios menores (4)	0.423[a]	0.053	0.382[a]	1.000		
Reducir los beneficios no obligatorios por ley (5)	0.125[a]	0.305[a]	0.133[a]	0.146[a]	1.000	
Reducir los pagos variables (6)	0.179[a]	0.258[a]	0.170[a]	0.177[a]	0.470[a]	1.000

FUENTE: cálculos de las autoras.

NOTAS: [a] Todas las correlaciones son significativas al 1%. Número de observaciones: En el caso de directivos es 1,267, excepto para las acciones (5) y (6), donde el número de observaciones es 947 y 678, respectivamente; en el caso de profesionales es 1,164, excepto para las acciones (5) y (6), donde el número de observaciones es 874 y 622, respectivamente; en el caso de los técnicos, asistentes y trabajadores no calificados es 1,284, excepto para las acciones (5) y (6), donde el número de observaciones es 955 y 673, respectivamente.

con salarios más bajos, lo que podría indicar que las empresas podrían hacer frente a una situación económica difícil mediante el reclutamiento de trabajadores con un tipo de contrato diferente y un salario más bajo. Otro par con alta correlación es reducir beneficios que no son obligatorios y reducir los pagos variables. Resultados similares se obtuvieron para Europa en el estudio de Babecký *et al.* (2009b), quienes resaltaron la naturaleza complementaria de estas dos estrategias.

Para analizar los factores determinantes de las distintas estrategias, se estimaron los modelos logísticos ordenados usando el mismo conjunto de regresores de los modelos anteriores. Con respecto a la probabilidad de reducción de los beneficios que no son obligatorios, los resultados indican que la probabilidad de disminuirlos aumenta en las empresas con beneficios flexibles. Por el contrario, la probabilidad es menor en las empresas ubicadas en Bogotá y en las que operan en la construcción y los servicios financieros. Además, la probabilidad disminuye a medida que el porcentaje de trabajadores con contratos permanentes aumenta. Tal como se mencionó, el poder de negociación de los trabajadores podría aumentar a medida que se incrementa la porción de empleados con trabajos más protegidos. La estrategia de reducir los pagos variables es menos probable en empresas que operan en construcción, manufactura y servicios financieros, donde nuestra encuesta muestra que los pagos variables están más extendidos (cerca del 75% de las empresas usan este tipo de remuneración) (cuadro 13).

Las siguientes opciones se relacionan con el tipo de contrato de trabajo y los cambios en el personal de la compañía. Sobre un cambio en el tipo de contratos de trabajo, en general, encontramos que la probabilidad de usar esta estrategia disminuye a medida que aumentan la porción de trabajadores permanentes y el tamaño de la empresa; este también es el caso con la presencia de acuerdos colectivos. Por el contrario, la probabilidad de modificar los contratos de trabajo se incrementa en empresas con beneficios flexibles. Además, los resultados indican que la probabilidad de no contratar a nadie aumenta con la presencia de acuerdos colectivos y con el tamaño de la compañía. En forma opuesta, la probabilidad se reduce con costos laborales más altos y en empresas ubicadas en Bogotá. Por sectores, las empresas que pertenecen a la construcción, la manufactura, los servicios financieros, y transporte, almacenamiento y comunicaciones tienen menos probabilidades de no contratar a nadie (cuadro 14).

La alternativa de despedir trabajadores es menos probable en Bogotá y en empresas de agricultura, silvicultura y pesca, y más probable en empresas

CUADRO 13. ¿QUÉ TAN PROBABLE ES PARA UNA EMPRESA REDUCIR LOS BENEFICIOS O REDUCIR LOS PAGOS VARIABLES? (ESTIMACIONES LOGÍSTICAS ORDENADAS, PONDERADAS)

Variable dependiente y grupos ocupacionales / *Variables explicativas*	*Reducir los beneficios no obligatorios por ley*						*Reducir los pagos variables*					
	Directivos		*Profesionales*		*Técnicos, asistentes y trabajadores no calificados*		*Directivos*		*Profesionales*		*Técnicos, asistentes y trabajadores no calificados*	
Agricultura, silvicultura y pesca	0.366	(0.277)	0.108	(0.292)	0.063	(0.251)	0.021	(0.336)	−0.197	(0.356)	−0.053	(0.312)
Construcción	−0.544[b]	(0.284)	−0.507[a]	(0.292)	−0.701[c]	(0.266)	−0.469[a]	(0.293)	−0.863[c]	(0.315)	−0.779[c]	(0.304)
Electricidad, gas, agua y minería	0.184	(0.299)	−0.005	(0.296)	−0.011	(0.284)	0.325	(0.380)	0.346	(0.363)	0.324	(0.352)
Manufactura	−0.122	(0.225)	−0.210	(0.243)	−0.137	(0.230)	−0.540[b]	(0.262)	−0.442[a]	(0.269)	−0.685[c]	(0.261)
Servicios financieros	−1.052[b]	(0.461)	−0.885[b]	(0.428)	−1.128[c]	(0.482)	−0.793[b]	(0.421)	−1.237[c]	(0.438)	−1.140[c]	(0.405)
Transporte, almacenamiento y comunicaciones	−0.147	(0.218)	−0.247	(0.225)	−0.216	(0.217)	−0.127	(0.264)	−0.206	(0.282)	0.061	(0.278)
Educación y salud	0.103	(0.301)	−0.008	(0.315)	−0.206	(0.308)	0.167	(0.430)	0.226	(0.433)	0.198	(0.436)
Otros servicios	0.183	(0.231)	0.113	(0.243)	0.014	(0.233)	0.188	(0.236)	0.128	(0.252)	0.312	(0.260)
Región	−0.532[c]	(0.157)	−0.350[b]	(0.168)	−0.351[b]	(0.159)	−0.232	(0.179)	0.007	(0.183)	−0.081	(0.177)
Log (núm. de empleados)	0.058[a]	(0.057)	0.080	(0.062)	0.038	(0.056)	−0.070	(0.073)	−0.030	(0.070)	−0.029	(0.065)

Trabajadores calificados (%)	0.002	(0.003)	0.002	(0.004)	0.001	(0.004)	0.002	(0.004)	0.001	(0.004)	−0.005	(0.004)
Quienes ganan salario mínimo (%)	−0.002	(0.003)	−0.001	(0.003)	−0.006[b]	(0.003)	0.000	(0.003)	0.001	(0.004)	−0.004	(0.004)
Beneficios flexibles	0.519[c]	(0.152)	0.417[c]	(0.157)	0.272[b]	(0.150)	0.234	(0.172)	0.365[b]	(0.187)	0.239	(0.182)
Paga variable	0.272[a]	(0.161)	0.241	(0.168)	0.301[b]	(0.160)						
Acuerdos colectivos	0.194	(0.239)	0.108	(0.264)	−0.160	(0.263)	1.052[c]	(0.288)	0.566[b]	(0.323)	0.328	(0.323)
Miembros de sindicatos (%)	−0.005	(0.005)	0.002	(0.005)	−0.002	(0.005)	−0.006	(0.007)	−0.004	(0.006)	−0.006	(0.007)
Costos laborales (%)	−0.001	(0.005)	0.000	(0.005)	−0.002	(0.005)	−0.001	(0.004)	−0.001	(0.005)	−0.001	(0.005)
Trabajadores permanentes (%)	−0.003[a]	(0.002)	−0.004[a]	(0.002)	−0.002	(0.002)	−0.001	(0.002)	−0.003	(0.003)	0.001	(0.002)
Número de observaciones	946		873		954		677		621		672	
Seudo R^2	0.039		0.028		0.028		0.024		0.028		0.029	

FUENTE: cálculos de las autoras.

NOTAS: Errores estándar robustos están entre paréntesis. [a], [b] y [c] indican significancia estadística al 10, 5 y 1 por ciento, respectivamente. La variable dependiente aumenta de acuerdo con la importancia, en un rango entre 1 y 4, donde 1 = no importante; 2 = poco importante; 3 = importante; y 4 = muy importante.

CUADRO 14. ¿QUÉ TAN PROBABLE ES QUE UNA EMPRESA CAMBIE EL TIPO DE CONTRATO O QUE NO CONTRATE A OTROS EMPLEADOS? (ESTIMACIONES LOGÍSTICAS ORDENADAS, PONDERADAS)

Variable dependiente y grupos ocupacionales / *Variables explicativas*	*Cambiar el tipo de contrato*						*No contratar a otros empleados*					
	Directivos		*Profesionales*		*Técnicos, asistentes y trabajadores no calificados*		*Directivos*		*Profesionales*		*Técnicos, asistentes y trabajadores no calificados*	
Agricultura, silvicultura y pesca	−0.311	(0.248)	−0.409[a]	(0.251)	−0.334	(0.234)	−0.103	(0.218)	−0.096	(0.223)	−0.454[b]	(0.226)
Construcción	−0.570[c]	(0.240)	0.054	(0.215)	−0.035	(0.206)	−0.455[b]	(0.227)	−0.479[b]	(0.230)	−0.559[c]	(0.219)
Electricidad, gas, agua y minería	−0.001	(0.287)	−0.193	(0.319)	−0.473[a]	(0.289)	0.181	(0.272)	−0.180	(0.280)	−0.048	(0.255)
Manufactura	−0.374[b]	(0.199)	0.304	(0.200)	0.208	(0.193)	−0.617[c]	(0.193)	−0.729[c]	(0.199)	−0.668[c]	(0.198)
Servicios financieros	−0.503	(0.350)	0.442	(0.309)	0.231	(0.308)	−0.603[b]	(0.299)	−0.603[b]	(0.303)	−0.703[c]	(0.315)
Transporte, almacenamiento y comunicaciones	−0.018	(0.200)	0.428[b]	(0.214)	0.401[b]	(0.195)	−0.516[c]	(0.188)	−0.556[c]	(0.204)	−0.449[c]	(0.191)
Educación y salud	−0.018	(0.302)	0.327	(0.279)	0.200	(0.257)	−0.195	(0.285)	−0.388	(0.301)	−0.480[a]	(0.276)
Otros servicios	0.215	(0.186)	−0.053	(0.194)	−0.341[b]	(0.188)	0.328[a]	(0.185)	0.228	(0.195)	0.058	(0.178)
Región	−0.289[b]	(0.136)	0.245[a]	(0.136)	0.418[c]	(0.127)	−0.400[c]	(0.130)	−0.370[c]	(0.136)	−0.248[b]	(0.128)
Log (núm. de empleados)	−0.023	(0.054)	−0.140[c]	(0.051)	−0.109[c]	(0.047)	0.195[c]	(0.047)	0.175[c]	(0.050)	0.173[c]	(0.048)

Trabajadores calificados (%)	0.000	(0.003)	−0.003	(0.003)	−0.002	(0.003)	0.004	(0.003)	0.004	(0.003)	0.006[b]	(0.003)
Quienes ganan salario mínimo (%)	−0.001	(0.003)	0.000	(0.003)	0.001	(0.002)	0.001	(0.002)	0.002	(0.003)	0.000	(0.002)
Beneficios flexibles	0.228[a]	(0.140)	0.431[c]	(0.146)	0.297[b]	(0.144)	0.173[a]	(0.134)	0.115	(0.140)	0.083	(0.135)
Paga variable	0.198	(0.142)	−0.035	(0.145)	−0.061	(0.137)	0.202	(0.129)	0.201	(0.136)	−0.021	(0.129)
Acuerdos colectivos	−0.177	(0.265)	−0.416[a]	(0.268)	−0.436[a]	(0.255)	0.655[c]	(0.232)	0.636[c]	(0.227)	0.767[c]	(0.221)
Miembros de sindicatos (%)	0.002	(0.005)	0.002	(0.004)	0.000	(0.005)	0.002	(0.005)	0.004	(0.005)	−0.003	(0.005)
Costos laborales (%)	0.001	(0.005)	0.002	(0.004)	0.005	(0.003)	−0.008[c]	(0.003)	−0.008[c]	(0.003)	−0.007[c]	(0.003)
Trabajadores permanentes (%)	−0.006[c]	(0.002)	−0.005[c]	(0.002)	−0.002	(0.002)	0.000	(0.002)	0.000	(0.002)	0.001	(0.002)
Número de observaciones	1,266		1,163		1,283		1,266		1,163		1,283	
Seudo R^2	0.021		0.017		0.016		0.036		0.033		0.025	

FUENTE: cálculos de las autoras.

NOTAS: Errores estándar robustos están entre paréntesis. [a], [b] y [c] indican significancia estadística al 10, 5 y 1 por ciento, respectivamente. La variable dependiente aumenta de acuerdo con la importancia, en un rango entre 1 y 4, donde 1 = no importante; 2 = poco importante; 3 = importante; y 4 = muy importante.

CUADRO 15. ¿QUÉ TAN PROBABLE ES QUE UNA EMPRESA DESPIDA EMPLEADOS O QUE CONTRATE NUEVOS TRABAJADORES CON SALARIOS MENORES? (ESTIMACIONES LOGÍSTICAS ORDENADAS, PONDERADAS)

Variable dependiente y grupos ocupacionales / *Variables explicativas*	*Despedir empleados*						*Contratar nuevos trabajadores con salarios menores*					
	Directivos		*Profesionales*		*Técnicos, asistentes y trabajadores no calificados*		*Directivos*		*Profesionales*		*Técnicos, asistentes y trabajadores no calificados*	
Agricultura, silvicultura y pesca	−0.424[b]	(0.234)	−0.625[c]	(0.239)	−0.456[b]	(0.226)	−0.167	(0.236)	−0.508[b]	(0.232)	−0.357[a]	(0.215)
Construcción	−0.128	(0.223)	0.288	(0.210)	0.225	(0.201)	−0.259	(0.225)	0.442[b]	(0.216)	0.452[b]	(0.208)
Electricidad, gas, agua y minería	0.135	(0.251)	−0.423	(0.279)	−0.360	(0.265)	0.292	(0.268)	0.224	(0.263)	−0.093	(0.255)
Manufactura	−0.342[a]	(0.193)	0.079	(0.192)	0.054	(0.186)	−0.273	(0.187)	0.366[b]	(0.188)	0.518[c]	(0.187)
Servicios financieros	−0.446	(0.323)	0.119	(0.298)	0.095	(0.259)	−0.533[a]	(0.347)	0.524	(0.366)	0.719[b]	(0.335)
Transporte, almacenamiento y comunicaciones	0.084	(0.194)	0.517[c]	(0.205)	0.376[b]	(0.199)	0.266	(0.193)	0.715[c]	(0.202)	0.817[c]	(0.190)
Educación y salud	−0.128	(0.272)	0.140	(0.270)	0.061	(0.255)	0.308	(0.272)	0.901[c]	(0.273)	0.486[b]	(0.233)
Otros servicios	0.324[b]	(0.173)	0.123	(0.180)	−0.103	(0.179)	0.565[c]	(0.187)	0.312[a]	(0.187)	0.181	(0.181)
Región	−0.635[c]	(0.133)	−0.329[c]	(0.136)	−0.246[b]	(0.122)	−0.177	(0.129)	0.455[c]	(0.136)	0.679[c]	(0.122)
Log (núm. de empleados)	0.091[b]	(0.048)	−0.008	(0.050)	−0.033	(0.045)	0.146[c]	(0.052)	−0.026	(0.053)	−0.020	(0.044)

Trabajadores calificados (%)	0.003	(0.003)	0.006[a]	(0.003)	0.002	(0.003)	−0.001	(0.003)	−0.003	(0.003)	−0.002	(0.003)
Quienes ganan salario mínimo (%)	0.001	(0.002)	0.001	(0.003)	0.000	(0.003)	−0.002	(0.002)	−0.002	(0.003)	−0.007[c]	(0.002)
Beneficios flexibles	0.172	(0.141)	0.502[c]	(0.142)	0.417[c]	(0.136)	0.160	(0.134)	0.269[b]	(0.143)	0.179	(0.139)
Paga variable	0.215[a]	(0.137)	0.066	(0.140)	0.006	(0.128)	0.309[b]	(0.138)	0.238[a]	(0.148)	0.109	(0.137)
Acuerdos colectivos	−0.019	(0.226)	−0.176	(0.227)	−0.384[b]	(0.224)	0.377[a]	(0.227)	0.130	(0.244)	−0.081	(0.239)
Miembros de sindicatos (%)	0.010[c]	(0.005)	0.008	(0.005)	0.008	(0.005)	−0.007[a]	(0.005)	−0.007	(0.005)	−0.006	(0.005)
Costos laborales (%)	−0.001	(0.004)	0.001	(0.004)	−0.001	(0.003)	−0.009[b]	(0.004)	−0.004	(0.004)	−0.006[a]	(0.003)
Trabajadores permanentes (%)	−0.002	(0.002)	−0.003[a]	(0.002)	−0.002	(0.002)	−0.003[a]	(0.002)	−0.002	(0.002)	−0.003[b]	(0.002)
Número de observaciones	1266		1163		1283		1266		1163		1283	
Seudo R^2	0.026		0.017		0.011		0.028		0.021		0.034	

FUENTE: cálculos de las autoras.

NOTAS: Errores estándar robustos están entre paréntesis. [a], [b] y [c] indican significancia estadística al 10, 5 y 1 por ciento, respectivamente. La variable dependiente aumenta de acuerdo con la importancia, en un rango entre 1 y 4, donde 1 = no importante; 2 = poco importante; 3 = importante; y 4 = muy importante.

con beneficios flexibles y en aquellas que operan en transporte, almacenamiento y comunicaciones. Para técnicos, asistentes y trabajadores no calificados, la presencia de acuerdos colectivos disminuye la probabilidad de despedir a trabajadores (cuadro 15).

Los principales factores determinantes de la posibilidad de contratar a nuevos trabajadores con salarios más bajos difieren entre los grupos de ocupación. En el caso de directivos, las variables explicativas más importantes son intensidad del trabajo, la presencia de pagos variables y el tamaño de la empresa. Para los profesionales, la existencia de beneficios flexibles, la ubicación de la empresa y el sector donde opera son los factores más significativos. Por último, para técnicos, asistentes y trabajadores no calificados, la proporción de trabajadores con salarios mínimos y la participación de empleados con contrato permanente son factores explicativos significativos, además del sector y la ubicación de la empresa (cuadro 15).

6. CONCLUSIONES

Este artículo utiliza datos de una encuesta sobre la fijación de salarios a 1,305 empresas colombianas para explorar la naturaleza y la fuente de rigideces salariales. Nuestra muestra es completamente representativa de la población en estudio e incluye nueve sectores económicos, tres tamaños de empresas y cuatro grupos de ocupación.

La encuesta proporciona evidencia de rigideces a la baja de los salarios reales y nominales en Colombia. Los resultados muestran que durante épocas difíciles las empresas estarían más dispuestas a congelar salarios y a aumentarlos por debajo de la tasa de inflación en lugar de recortarlos. Las razones más importantes por las que las empresas colombianas no reducen los salarios en épocas difíciles son evitar la pérdida de los trabajadores más productivos y experimentados, no afectar el esfuerzo y la productividad del trabajador y no perjudicar la motivación del trabajador. Todas estas razones están asociadas con la teoría del salario de eficiencia. En resumen, estos resultados sugieren que la rigidez a la baja de los salarios en Colombia podría explicarse por la teoría del salario de eficiencia. Cabe mencionar que las razones asociadas con las distintas versiones de la teoría del salario de eficiencia están muy correlacionadas.

Se usaron regresiones logísticas ordenadas para determinar qué factores se relacionan con las rigideces salariales. Los resultados indican que

los contratos permanentes imponen más rigidez salarial que otros tipos de contratos, ya que los trabajadores están más protegidos por la legislación laboral. Además, la composición de la fuerza laboral y la intensidad en trabajo desempeñan un papel importante en la explicación de las rigideces salariales. Para los trabajadores menos calificados, la presencia de acuerdos colectivos aumenta la rigidez salarial. Sobre los motivos para evitar recortes salariales, encontramos que las fuentes de rigidez salarial difieren según el sector económico, la ubicación de la empresa y el tamaño de esta. Por ejemplo, se detectó mayor apoyo para el modelo de selección adversa y el modelo de holgazanería entre empresas grandes y aquellas que operan en el sector de otros servicios, que incluye trabajadores especializados.

La evidencia de la encuesta también sugiere que las empresas podrían usar otras alternativas para ajustar los costos en épocas difíciles, ya que los recortes salariales no son frecuentes. Entre estas opciones están la reducción de los beneficios que no son obligatorios y los pagos variables, el despido de trabajadores, el cambio del tipo de contrato de trabajo y la contratación de nuevos trabajadores con salarios más bajos. El uso de estas estrategias varía entre sectores económicos y grupos de ocupación.

Por último, este artículo contribuye a una mejor comprensión de las rigideces salariales y sus fuentes en las empresas colombianas. Esto es importante para el proceso de transmisión de la política monetaria en un entorno de inflación baja y desempleo elevado. Además, los resultados ayudan a mejorar la microfundamentación de modelos macroeconómicos usados en decisiones de política monetaria.

Referencias

Agell, J., y H. Bennmarker (2002), *Wage Policy and Endogenous Wage Rigidity: A Representative View from Inside,* Institute for Labour Market Policy Evaluation, Uppsala, Suecia, agosto (Working Paper, núm. 2002:12).

Agell, J., y H. Bennmarker (2007), "Wage Incentives and Wage Rigidity: A Representative View from Within", *Labour Economics,* vol. 14, núm. 3, pp. 347-369.

Agell, J., y P. Lundborg (1995), "Theories of Pay and Unemployment: Survey Evidence from Swedish Manufacturing Firms", *Scandinavian Journal of Economics,* vol. 97, núm. 2, pp. 295-307.

Agell, J., y P. Lundborg (2003), "Survey Evidence on Wage Rigidity and Unemployment: Sweden in the 1990s", *Scandinavian Journal of Economics,* vol. 105, núm. 1, pp. 15-29.

Akerlof, G. A. (1982), "Labor Contracts as Partial Gift Exchange", *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 97, núm. 4, pp. 543-569.

Akerlof, G. A. (1984), "Gift Exchange and Efficiency-wage Theory: Four Views", *The American Economic Review*, vol. 74, núm. 2, pp. 79-83.

Akerlof, G. A., y J. L. Yellen (1990), "The Fair Wage-effort Hypothesis and Unemployment", *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 105, núm. 2, pp. 255-283.

Akerlof, G., W. Dickens, y G. L. Perry (1996), "The Macroeconomics of Low Inflation", *Brookings Papers on Economic Activity*, vol. 27, núm. 1, pp. 1-76.

Amirault, D., P. Fenton, y T. Laflèche (2009), *Asking about Wages: Results from the Bank of Canada's Wage Setting Survey*, documento presentado en la XIV Reunión de la Red de Investigadores de Bancos Centrales del Continente Americano, Salvador, Bahía, Brasil, 11-13 de noviembre.

Azariadis, C. (1975), "Implicit Contracts and Underemployment Equilibria", *Journal of Political Economy*, vol. 83, núm. 6, pp. 1183-1202.

Babecký, J., P. Du Caju, D. Kosma, M. Lawless, J. Messina, y T. Rõõm (2009a), *Downward nominal and real wage rigidity: Survey evidence from European firms*, Banco Central Europeo, Fráncfort del Main, Alemania, noviembre (Working Paper Series, núm. 1105).

Babecký, J., P. Du Caju, D. Kosma, M. Lawless, J. Messina, y T. Rõõm (2009b), *The Margins of Labour Cost Adjustment: Survey Evidence from European Firms*, Banco Central Europeo, Fráncfort del Main, Alemania, noviembre (Working Paper Series, núm. 1106).

Baily, M. (1974), "Wage and Employment under Uncertain Demand", *Review of Economic Studies*, vol. 41, núm. 1, pp. 37-50.

Banco Central Europeo (2009), *Wage Dynamics in Europe: Final Report of the Wage Dynamics Network (WDN)*, 4 de diciembre; disponible en: ⟨http://www.ecb.europa.eu/home/pdf/wdn_finalreport_dec2009.pdf⟩.

Bewley, T. (1999), *Why Wages Don't Fall During a Recession*, Harvard University Press, Cambridge, Massachussets.

Bewley, T. (2004), *Fairness, Reciprocity, and Wage Rigidity*, IZA, Bonn, Alemania, mayo (Discussion Paper Series, núm. 1137).

Bewley, T. F. (1995), "A Depressed Labor Market as Explained by Participants", *The American Economic Review*, Papers and Proceedings, vol. 85, núm. 2, pp. 250-254.

Bewley, T. F. (1998), "Why not Cut Pay? Alfred Marshall Lecture", *European Economic Review*, vol. 42, núms. 3-5, pp. 459-490.

Blanchflower, D. G., y A. J. Oswald (1988), "Internal and External Influences Upon Pay Settlements", *British Journal of Industrial Relations*, vol. 26, núm. 3, pp. 363-370.

Blinder, A. (1991), "Why Are Prices Sticky? Preliminary Results from an Interview Study", *American Economic Review*, vol. 81, núm. 2, pp. 89-96.

Blinder, A., y D. Choi (1990), "A Shred of Evidence on Theories of Wage Stickiness", *Quarterly Journal of Economics*, vol. 105, núm. 4, pp. 1003-1015.

Brzoza-Brzezina, M., y J. Socha (2007), *Downward nominal wage rigidity in Poland and its implications for monetary policy*, National Bank of Poland, Warsaw (Working Paper, núm. 41).

Campbell, C. M., y K. S. Kamlani (1997), "The Reasons for Wage Rigidity: Evidence from a Survey of Firms", *Quarterly Journal of Economics*, vol. 112, núm. 3, pp. 759-789.

Castellanos, S. G., R. García-Verdú, y D. S. Kaplan (2004), "Nominal Wage Rigidities in Mexico: Evidence from Social Security Records", *Journal of Development Economics*, vol. 75, pp. 507-533.

Cobb, M., y L. Opazo (2010), "Evidencia microeconómica de rigideces nominales de salaries en Chile", *Economía Chilena*, vol. 13, núm. 1, pp. 23-37.

Copaciu, M., F. Neagu, y H. Braun-Erdei (2010), "Survey Evidence on Price Setting Patterns of Romanian Firms", *Managerial and Decision Economics*, vol. 31, núms. 2-3, pp. 235-247.

Dickens, W. T., L. Goette, E. L. Groshen, S. Holden, J. Messina, M. E. Schweitzer, J. Turunen, y M. E. Ward (2007), "How Wages Change: Micro Evidence from the International Wage Flexibility Project", *The Journal of Economic Perspectives*, vol. 21, pp. 195-214.

Fabiani, S., K. Galuscak, C. Kwapil, A. Lamo, y T. Rõõm (2010), "Wage rigidities and labor market adjustment in Europe", *Journal of the European Economic Association*, vol. 8. núm. 2-3, pp. 497-505.

Franz, W., y F. Pfeiffer (2003), *The Rationale for Wage Rigidity: Survey Evidence from German and US Firms*, ZEW, Mannheim, Alemania (Discussion Paper, núm. 02–60).

Franz, W., y F. Pfeiffer (2006), "Reasons for Wage Rigidity in Germany", *LABOUR* (Review of Labour Economics and Industrial Relations), vol. 20, núm. 2, pp. 255-284.

Gómez, J., J. D. Uribe y H. Vargas (2002), *The Implementation of Inflation Targeting in Colombia*, Banco de la República, Bogotá, marzo (Borradores de Economía, núm. 202).

Guataquí, J., M. Rodríguez y A. García (2009), *Determinantes estructurales de la sindicalización en Colombia*, Universidad del Rosario, Facultad de Economía, Bogotá, mayo (Documentos de Trabajo, núm. 58).

Holzer, H. J. (1990), "Wages, Employer Costs, and Employee Performance in the Firm", *Industrial and Labor Relations Review*, número especial, vol. 43, núm. 3, pp. 147S-164S.

Iregui, A. M., L. A. Melo y M. T. Ramírez (2009a), *Are Wages Rigid in Colombia?: Empirical Evidence Based on a Sample of Wages at the Firm Level*, Banco de la República, Colombia, agosto (Borradores de Economía, núm. 571I).

Iregui, A. M., L. A., Melo, y M. T. Ramírez (2009b), *Formación e incrementos de salarios en Colombia: un estudio microeconómico a partir de una encuesta a nivel de firma*, Banco de la República, Bogotá, diciembre (Borradores de Economía, núm. 582).

Iregui, A. M., L. A. Melo y M. T. Ramírez (2010), "Incrementos y rigideces de los salarios en Colombia: un estudio a partir de una encuesta a nivel de firma", *Revista de Economía del Rosario*, vol. 13, núm. 2, pp. 279-311.

Kahn, S. (1997), "Evidence of Nominal Wage Stickiness from Microdata", *The American Economic Review*, vol. 87, núm. 5, pp. 993-1008.

Kaufman, R. T. (1984), "On Wage Stickiness in Britain's Competitive Sector", *British Journal of Industrial Relations*, vol. 22, núm. 1, pp. 101-112.

Kawaguchi, D., y F. Ohtake (2008), "Testing the Morale Theory of Nominal Wage Rigidity", *Industrial & Labor Relations Review*, vol. 61, núm. 1, art. 3.

Knoppik, C., y T. Beissinger (2009), "Downward Nominal Wage Rigidity in Europe: An Analysis of European Micro Data from the ECHP 1994-2001", *Empirical Economics*, vol. 36, pp. 321-338.

Lebow, D., S. Raven, y A. W. Beth (2003), "Downward Nominal Wage Rigidity: Evidence from the Employment Cost Index", *Advances in Macroeconomics*, vol. 3, art. 2.

Lindbeck, A., y D. Snower (2001), "*Insiders* versus *Outsiders*", *Journal of Economic Perspectives*, vol. 15, núm. 1, pp. 165-188.

Martins, F. (2009), "Wage and Price Dynamics in Portugal: An Integrated Approach Using Qualitative Data", *Economic Bulletin*, Banco de Portugal, verano, pp. 79-99.

McLaughlin, K. (1994), "Rigid Wages?", *Journal of Monetary Economics*, vol. 34, pp. 383-414.

Messina, J., P. Du Caju, C. F. Duarte, M. Izquierdo, y N. L. Hansen (2008), *The Causes and Consequences of Nominal and Real Wage Rigidity: A Sectoral Approach;* disponible en: http://www.ecb.int/events/pdf/conferences/wage_dynamics_europe/messina_et_al.pdf?7a98b045f4a02c7924a2e4d4e15177fd (accessed 17 July 2009).

Sánchez, F., V. Duque, y M. Ruiz (2009), *Costos laborales y no laborales y su impacto sobre el desempleo, la duración del desempleo y la informalidad en Colombia, 1980-2007,* Universidad de los Andes, Bogotá (Documentos CEDE, núm. 2009-11).

Schweitzer, M. (2007), *Wage Flexibility in Britain: Some Micro and Macro Evidence,* Banco de Inglaterra, Londres (Working Paper, núm. 331).

Shapiro, C., y J. Stiglitz (1984), "Equilibrium Unemployment as a Worker Discipline Device", *The American Economic Review,* vol. 74, núm. 3, pp. 433-444.

Stigbauer, A. (2002), "Identification of Wage Rigidities in Microdata – a Critical Literature Review", *Focus on Austria,* Oesterreichische National-bank, vol. 3, pp. 110-126.

Stiglitz, J. (1974), "Alternative Theories of Wage Determination and Unemployment in L.D.C.'s: The Labor Turnover Model", *Quarterly Journal of Economics,* vol. 88, núm. 2, pp. 194-227.

Summers, L. H. (1988), "Relative Wages, Efficiency Wages, and Keynesian Unemployment", *The American Economic Review,* Papers and Proceedings of the American Economic Association, vol. 78, núm. 2, pp. 383-388.

Taylor, J. (1979), "Staggered Wage Setting in a Macro Model", *The American Economic Review,* vol. 69, núm. 2, pp. 108-118.

Tobin, J. (1972), "Inflation and Unemployment", *The American Economic Review,* vol. 62, núm. 1, pp. 1-18.

Weiss, A. (1990), *Efficiency Wages: Models of Unemployment, Layoffs, and Wage Dispersion,* Princeton University Press, Princeton, Nueva Jersey.

Zoega, G., y T. Karlsson (2006), "Does Wage Compression Explain Rigid Money Wages?", *Economics Letters,* vol. 93, núm. 1, pp. 111-115.

Índice

Pág.

Prólogo ..... *i*

Persistencia inflacionaria 1

Introducción *(Laura D'Amato)* 3

Régimen y dinámica inflacionaria subyacente: ¿comovimiento generalizado o ajuste de precios relativos? *(Tomás Castagnino y Laura D'Amato)* 11

1. Introducción 11
2. Regímenes inflacionarios: una primera aproximación utilizando la prueba de Bai-Perron 14
3. Regímenes inflacionarios y comovimiento 17
4. Comovimiento y patrones sectoriales detrás de la dinámica inflacionaria 23
   4.1 Nuestra aproximación al problema: choques comunes, respuestas heterogéneas y análisis en el dominio de la frecuencia 23
   4.2 Resultados 26
5. Conclusiones 34

Anexos 36

Referencias 40

Dinámica inflacionaria y persistencia en Costa Rica: periodo 1953-2009 *(Carlos Chaverri Morales y Carlos Torres Gutiérrez)* 43

1. Introducción 43
2. Aspectos conceptuales 46
3. Metodología 49
   3.1 Modelo autorregresivo de orden *p* 49
   3.2 *Vida media* de un choque inflacionario 51
4. Breve historia inflacionaria de Costa Rica 52
5. Evidencia empírica 55
   5.1 Grado de integración de la inflación mensual 55

Pág.

5.2 Análisis recursivo 56
5.3 Evaluación de múltiples quiebres en la tasa de inflación (prueba Bai-Perron) 57
5.4 Estimación de la media no constante de la inflación en el periodo total 59
5.5 Estimación de la persistencia inflacionaria en el periodo total 63
5.6 Estimación de la persistencia en el subperiodo reciente 64
6. Consideraciones finales 69
Anexos 71
Referencias 87

¿Cuán persistente es la inflación en Argentina?: regímenes inflacionarios y dinámica de precios en los últimos 50 años *(Laura D'Amato y María Lorena Garegnani)* 91

1. Introducción 91
2. La persistencia inflacionaria en la literatura 93
2.1 Las medidas convencionales de persistencia inflacionaria . 94
3. Persistencia inflacionaria y regímenes monetarios 95
3.1 La dinámica inflacionaria en Argentina 95
3.2 Análisis descriptivo 97
3.3 Evaluación de la presencia de quiebres en la tasa media de inflación 99
4. Persistencia inflacionaria 103
4.1 Un análisis detallado del periodo de baja inflación 108
5. Conclusiones 112
Referencias 113

La meta del banco central y la persistencia de la inflación en Colombia *(Juan José Echavarría, Norberto Rodríguez y Luis Eduardo Rojas)* .. 117

1. Introducción 117
2. El modelo 120
3. La persistencia de la inflación total 122
4. La persistencia de los diferentes componentes de la inflación total 127
5. Conclusiones 133
Referencias 136

La persistencia estadística de la inflación en Colombia *(Juan José Echavarría S., Enrique López E. y Martha Misas A.)* 139

1. Introducción 139

Pág.

2. Factores *estructurales*. Un programa de investigación para Colombia 141
2.1 Factores estructurales que explican la persistencia 141
2.2 La inclusión de π_{t-1} en la curva de Phillips 147
2.3 Modificaciones al modelo de Calvo (con expectativas racionales) 148
2.4 Procesos de aprendizaje 150
2.5 Credibilidad del banco central 151
3. *Persistencia estadística*. Metodología y evidencia empírica internacional 152
3.1 Metodología de medición 153
3.2 Evidencia empírica internacional 155
4. Persistencia estadística en Colombia 160
4.1 Examen del orden de integración de las series 161
4.2 Modelo de Markov de cambio de régimen 165
4.3 Persistencia de la brecha de inflación 169
5. Implicaciones de política y conclusiones 175
Referencias 176

¿El fin de la persistencia inflacionaria? *(Fernando N. de Oliveira y Myrian Petrassi)* 183

1. Introducción 183
2. Datos 187
3. Análisis empírico 188
3.1 Modelos tradicionales de inflación 188
3.2 Estimación de modelos neokeynesianos 194
3.3 Cálculo de nuevos modelos keynesianos con rigidez salarial 196
4. Conclusión 197
Referencias 200

Formación de precios 203

Introducción *(Enrique López E.)* 205

Fijación de precios minoristas: el caso de Uruguay *(Fernando Borraz y Leandro Zipitría)* 209

1. Introducción 209
1.1 Un breve repaso de la investigación empírica 210
2. Datos 213
3. Resultados 217
3.1 Frecuencia de ajustes de precio 217
3.2 Estacionalidad de las fluctuaciones de precios 218

Pág.

3.3 Fluctuaciones individuales de precios e inflación 220
3.4 Fluctuaciones de precios por día del mes 222
3.5 Estimaciones de la tasa de riesgo 224
3.6 Sincronización de precios 226
4. Contraste entre los resultados y la teoría 227
5. Conclusiones 229
Anexos 231
Referencias 238

Flexibilidad de precios en una economía con inflación: el caso de Venezuela *(León Fernández Bujanda)* 241

1. Introducción 241
2. Datos 243
3. Duración 247
3.1 Método directo 247
3.2 Método indirecto 249
3.3 Robustez de los resultados 251
4. Heterogeneidad de las duraciones 254
4.1 Estadísticas descriptivas 254
4.2 Regresión logística multinomial 255
5. Tasa de riesgo 263
6. Conclusiones 266
Referencias 270

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.)* 273

1. Introducción 273
2. Revisión de la literatura 277
3. Metodología 280
3.1 Diseño de la muestra 281
3.2 Diseño y aplicación del cuestionario 283
3.3 Condiciones económicas 285
4. Caracterización del mercado en que operan las firmas 286
5. Revisión de precios 289
5.1 Políticas de revisión de precios: tiempo dependiente contra estado dependiente 289
5.2 Conjunto de información utilizado en la revisión de precios 292
5.3 ¿Cada cuánto tiempo revisan las firmas sus precios? 299
6. Cambio de precios 303
6.1 ¿Cómo establecen las firmas los precios? 303
6.2 Frecuencia en el cambio de precios 309

Pág.

6.3 Relación entre revisión y cambio de precios 314
6.4 Teorías sobre rigideces de precios 318
7. Factores asociados con cambios de precios 321
7.1 Asimetrías 321
7.2 Ajuste de precios después de choques 328
8. Conclusiones 330
Anexos 333
Referencias 344

Comportamiento de los precios al consumidor en México bajo un esquema de objetivos de inflación: un enfoque usando microdatos *(Carla Ysusi)* 349

1. Introducción 349
2. Índice Nacional de Precios al Consumidor 352
2.1 Los microdatos 352
2.2 Productos no concertados y concertados 355
3. Algunas definiciones 355
4. Los resultados principales de los microdatos 358
4.1 Frecuencias y duración implícita 358
4.2 Magnitudes 378
4.3 Dependencia del tiempo o del estado 383
4.4 Comparación con la investigación previa 390
5. Conclusiones 395
Anexo 399
Referencias 401

Rigideces de salarios 405

Introducción *(María Teresa Ramírez)* 407

Evidencia microeconómica de rigideces nominales de salarios en Chile *(Marcus Cobb C. y Luis Opazo R.)* 409

1. Introducción 409
2. Evidencia internacional 411
3. Los datos 413
3.1 Información general 413
3.2 Selección de datos 414
3.3 Ajustes salariales 418
4. Ajustes salariales en Chile 421
4.1 Caracterización de la frecuencia de ajustes en Chile 421
4.2 Factores determinantes de la flexibilidad salarial: enfoque econométrico 425

Pág.

5. Principales resultados 429
Anexo 430
Referencias 431

Rigidez a la baja en los salarios y respuestas de las empresas a una desaceleración económica: evidencia de una encuesta a empresas colombianas *(Ana María Iregui B., Ligia Alba Melo B. y María Teresa Ramírez G.)* 435

1. Introducción 435
2. Diseño de la encuesta 440
3. Rigideces a la baja de los salarios nominales y reales 442
4. Razones para evitar recortes salariales 447
   4.1 Complementariedad entre teorías de rigideces salariales ... 457
5. Otras respuestas de las empresas ante una desaceleración económica 457
6. Conclusiones 478
Referencias 479

Este libro se terminó de imprimir durante junio de 2013,
en los talleres de Master Copy, S. A. de C. V.,
avenida Coyoacán núm. 1450,
México D. F., 03220.
300 ejemplares.

CENTRO DE ESTUDIOS MONETARIOS LATINOAMERICANOS
Asociación Regional de Bancos Centrales

www.cemla.org

ISBN: 978-607-7734-46-8