



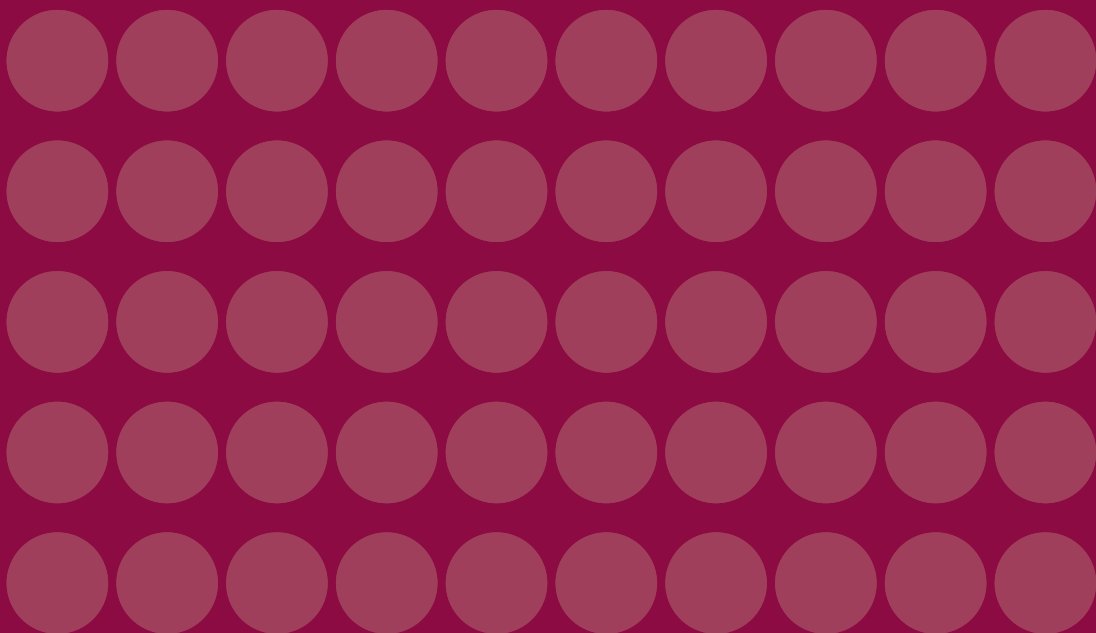
**CENTRO DE
ESTUDIOS
MONETARIOS
LATINOAMERICANOS**

Asociación Regional de Bancos Centrales

MONETARIA

Volumen XXXIII, número 4

Octubre-diciembre de 2010



CEMLA

ASAMBLEA

Bancos Centrales Asociados (*vox et votum*)

Miembros Colaboradores (*vox*)

JUNTA DE GOBIERNO, 2009-2011

Presidente:

Banco de la República (Colombia)

Miembros:

Banco Central de la República Argentina

Banco Central do Brasil

Banco de México

Banco Central de Nicaragua

Central Bank of Trinidad and Tobago

Banco Central de Venezuela

COMITÉ EDITORIAL

Javier Guzmán Calafell

Director General

Luis Barbosa

Subdirector General

Fernando Sánchez Cuadros

Reuniones Técnicas de Banca Central

Ana-Laura Sibaja Jiménez

Servicios de Información

MONETARIA es una publicación trimestral del Centro de Estudios Monetarios Latinoamericanos, Durango núm. 54, México, D. F., 06700. Impresa en los talleres de Master Copy, S. A. de C. V., Av. Coyoacán núm. 1450, Col. Del Valle, México D. F., 03220. 380 ejemplares. ISSN 0185-1136.

MONETARIA

VOLUMEN XXXIII, NÚMERO 4, OCTUBRE-DICIEMBRE DE 2010

Marco Antonio Laguna Vargas

463 Características de la inflación importada en Bolivia: ¿puede contenerse con política cambiaria?

Herman Kamil

José David Pulido

José Luis Torres

495 El “IMACO”: un índice mensual líder de la actividad económica en Colombia

Desirée Castrillo R.

Carlos Mora G.

Carlos Torres G.

549 Mecanismos de transmisión de la política monetaria en Costa Rica: periodo 1991-2007

MONETARIA difunde estudios de investigadores de bancos centrales, instituciones financieras internacionales, universidades y otras instituciones; incluye temas especializados en economía y banca central, con un enfoque teórico o cuantitativo. Se publica en forma impresa y electrónica (www.cemla.org). Consultas dirigirse a: publicaciones@cemla.org. (Los trabajos firmados son responsabilidad de los autores y no coinciden necesariamente con el punto de vista del Centro de Estudios Monetarios Latinoamericanos.)

Marco Antonio Laguna Vargas

Características de la inflación importada en Bolivia: ¿puede contenerse con política cambiaria?

I. INTRODUCCIÓN

El documento estudia el efecto de los precios internacionales sobre los precios nacionales en Bolivia entre 1998 y 2008, con énfasis en el periodo de 2006 al 2008 cuando los precios internacionales de productos básicos, especialmente del petróleo y de los alimentos, alcanzaron niveles elevados históricos y las monedas de los principales socios comerciales de Bolivia se apreciaron significativamente.¹

¹ El trabajo se realizó con información hasta el mes de marzo del 2008.

Publica el CEMLA, con la debida autorización, el trabajo de M. A. Laguna Vargas, funcionario de Asesoría de Política Económica, del Banco Central de Bolivia, seleccionado para presentarse en la sesión especial del proyecto conjunto coordinado por el CEMLA sobre "Mecanismos de Transmisión de la Política Monetaria", durante la XIII Reunión Anual de la Red de Investigadores de Bancos Centrales del Continente Americano, celebrada en México, D. F., el 5, 6 y 7 de noviembre del 2008. El autor agradece los valiosos comentarios de Patricio Jaramillo, las sugerencias de Sergio Cerezo y las conversaciones efectuadas con Martín Palmero. Sin embargo, las opiniones vertidas en el presente documento son de exclusiva responsabilidad del autor y no reflejan necesariamente la opinión del Banco Central de Bolivia.

La siguiente sección describe las características de la inflación internacional en el periodo de estudio y se hace una breve revisión de la literatura empírica en relación con el papel estabilizador del tipo de cambio. En la tercera sección se realizan estimaciones del efecto de los precios internacionales y del tipo de cambio sobre los precios domésticos en países seleccionados de Sudamérica y se las compara con estimaciones previas. Posteriormente, mediante análisis de impulso respuesta, se estudian las características de la inflación importada en el caso boliviano. La sección final describe las principales conclusiones.

II. CARACTERÍSTICAS DE LA INFLACIÓN IMPORTADA

Los años noventa y principalmente los primeros de la presente década se caracterizaron por la reducción de la inflación tanto en las economías desarrolladas como en las emergentes. En las últimas se acompañó por un desempeño más exitoso en términos macroeconómicos y por cambios significativos en la instrumentación y la credibilidad de la política monetaria, en varios casos, con preferencia hacia regímenes de tipo de cambio más flexibles y el abandono de metas de agregados monetarios (Mohanty y Turner, 2008).

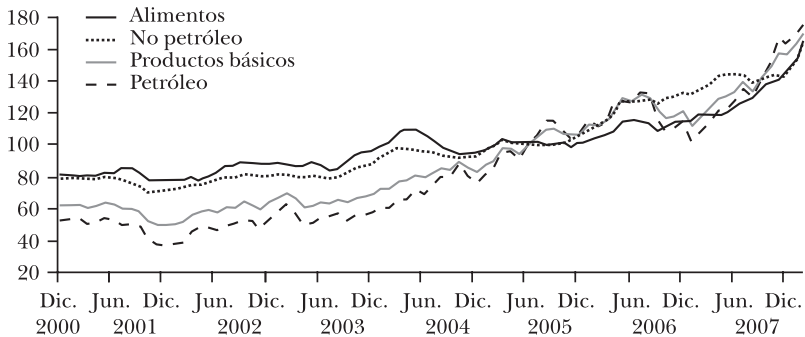
Sin embargo, el aumento de precios internacionales entre 2006 y 2008, se presentó como un desafío para la política económica en su objetivo de estabilidad de precios. En esta labor, existe la tentación de atribuir un papel poco significativo al tipo de cambio, ya que se observó una reducción en su transmisión sobre los precios domésticos (*pass-through* del tipo de cambio). No obstante, tampoco se puede desmerecer el papel que tuvo, y que continúa ejerciendo el tipo de cambio nominal en varios países, para aislar o reducir los efectos de las fluctuaciones en los mercados internacionales o como referencia fundamental de los precios domésticos. Frente a la magnitud de la inflación internacional, se ha realizado la discusión sobre el régimen cambiario, la suficiencia como mecanismo estabilizador y su interacción con la política monetaria.

1. Mayor inflación a nivel mundial

De acuerdo a los índices de precios calculados por el Fondo

Monetario Internacional, hasta marzo del 2008, los precios de los productos básicos en el mundo presentaron niveles récord e incrementaron en más de 50% entre 2005 y 2007, siendo de particular importancia el incremento en los precios de los alimentos y energéticos cuyo aumento fue cercano a 60% en el mismo periodo.

GRÁFICA I. ÍNDICES DE PRECIOS DE PRODUCTOS BÁSICOS, 2000-2007



FUENTES: Fondo Monetario Internacional: *World Economic Outlook* y elaboración propia.

En los países emergentes se observaron aumentos de la inflación, las metas inicialmente programadas fueron superadas en muchas economías y en varias de ellas la inflación anual se acercó o superó el 10% en 2007 (FMI, 2008). En los informes de inflación de varios países de Sudamérica se evidenció su impacto y, como un factor esencial para el repunte de la inflación, se señaló el incremento de los precios internacionales de productos básicos mayor al esperado y que se ha transmitido sobre los precios nacionales de los alimentos y combustibles.²

Para la respuesta de política económica, es importante la naturaleza transitoria o permanente de la inflación internacional. Ante choques transitorios, el mercado o políticas pueden generar respuestas para aminorar las presiones inflacionarias; sin embargo, cuando son permanentes, se requieren de respuestas de política económica de mediano plazo que

² Los reportes de inflación, o similares, de los bancos centrales de Chile (2008), Perú (2008), Argentina (2008) y Bolivia (2008) señalan al incremento de los precios de los alimentos como factor relevante en los registros de inflación.

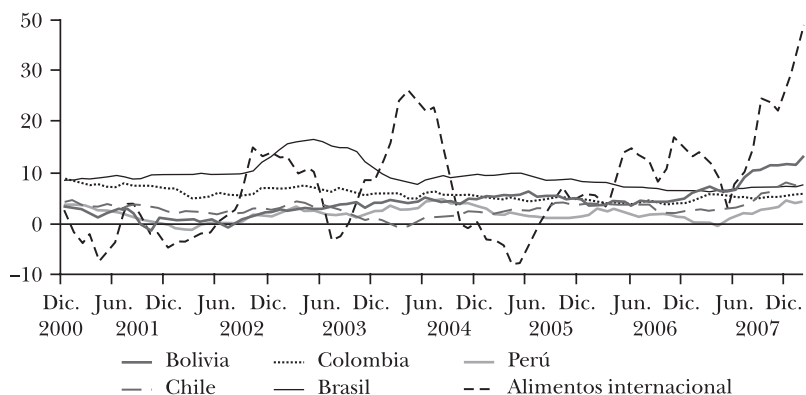
consideren la velocidad, la forma del ajuste y los costos en términos de bienestar. Aunque los choques en los precios de alimentos y energéticos se caracterizaron como choques de oferta con un alto componente especulativo, los pronósticos otorgaron una probabilidad de que el desbalance entre la oferta y demanda mundial de alimentos continúe sosteniendo presiones inflacionarias importadas. También es importante recordar que existen efectos retardados hasta que se produzca un ajuste pleno, y que los efectos de segundo orden (expectativas y ajustes de precios relativos) pueden tener repercusiones importantes, más aún cuando el choque es de magnitud considerable.

Esta coyuntura contrasta con los modelos aplicados y la forma tradicional de instrumentación de política económica donde normalmente se asumen niveles de inflación internacional moderados y donde la estabilidad macroeconómica es un aspecto inherente a las políticas y la coyuntura internas. Las políticas aplicadas en la coyuntura mencionada deben asignar una ponderación adicional a las fluctuaciones de los precios internacionales y a los movimientos de capitales (Noyer, 2006; Dooley y Truman, 2006).

En Bolivia, en 2007, se observaron tasas de inflación superiores en comparación con otros países debido a los precios de alimentos y bebidas, y existe una tendencia a señalar que el traspaso de los precios internacionales de alimentos habría sido más grave que otras economías de Sudamérica (gráficas II y III). La inflación anual en Bolivia fue de 11.7% en diciembre de 2007 y la del capítulo de alimentos y bebidas superó el 30%. En cambio, los precios de los energéticos se encuentran subsidiados por el gobierno y no se produjeron ajustes. Sin embargo, la evaluación o estimación del efecto de los precios internacionales en los últimos años presenta dificultades adicionales debido a que la inflación importada no es el único factor de relevancia en el repunte de la inflación.³

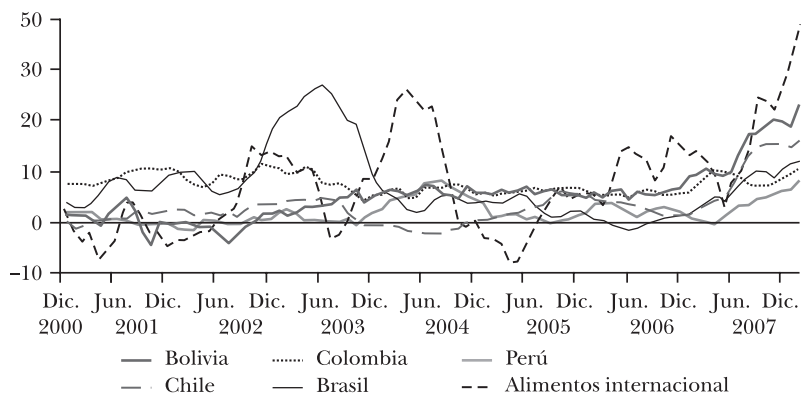
Por otro lado, el efecto de los precios internacionales sobre

³ Los *Informes de política monetaria* y los *Reportes de inflación* señalan como factores del incremento de la inflación, la reducción de la oferta por problemas climatológicos, la inflación importada por efecto del alza de la inflación internacional y la apreciación de las monedas de los principales socios comerciales, las expectativas de inflación y la especulación en los mercados y, en menor medida, por efecto de una mayor demanda agregada.

GRÁFICA II. INFLACIÓN EN PAÍSES SELECCIONADOS, 2000-2007 (variación a doce meses, en porcentaje)

FUENTES: Fondo Monetario Internacional, institutos de estadística y elaboración propia.

los precios nacionales no es directo ya que la propia estructura de la economía presenta mecanismos de compensación o de propagación que dificultan extraer conclusiones generalizables con respecto a la respuesta de los precios. Estos aspectos tienen que ver con los distintos canales de transmisión del tipo de cambio y de los precios internacionales que se analizará más adelante. No obstante, es oportuno señalar que existen factores, generalmente de orden microeconómico, de por qué los precios internacionales (entendidos como el precio expresado en moneda local) no se reflejan en su totalidad

GRÁFICA III. INFLACIÓN DE ALIMENTOS EN PAÍSES SELECCIONADOS, 2000-2007 (variación a doce meses, en porcentaje)

FUENTES: Fondo Monetario Internacional, institutos de estadística y elaboración propia.

en los precios de las importaciones y, por tanto, en los precios nacionales (Mishkin, 2008; Winkelried, 2003; Miller, 2003). Por ejemplo, la estructura y competencia del mercado donde se venden y compran los productos importados puede generar compensaciones en el margen de comercialización ante el aumento de precios internacionales; los costos de transporte pueden tener su propia dinámica de comportamiento que genere diferencias en la evolución de los precios finales; un mayor porcentaje de componente nacional en los productos finales o menor grado de penetración de las importaciones también reduce el impacto de los precios internacionales, etcétera.

En el caso boliviano, la recomposición de las importaciones de alimentos semielaborados y elaborados de acuerdo al país de origen fue uno de los mecanismos compensatorios que el mercado generó. Aunque se observa un crecimiento del valor de las importaciones desde 2004, la participación de las importaciones de origen chileno se redujo desde un 35% del total en 2002 a 23% en 2007 e incrementó la participación de las procedentes de Argentina. Este comportamiento tendría relación con el rumbo del tipo de cambio de estos dos países, con tendencia a la apreciación en el primero y a la depreciación en el segundo, principalmente entre 2003 y 2007.

CUADRO 1. ESTRUCTURA DE LAS IMPORTACIONES DE ALIMENTOS ELABORADOS Y SEMIELABORADOS, 2002-2007 (en porcentajes, valor e índices)

<i>País</i>	2002	2003	2004	2005	2006	2007
Argentina	17.0	18.9	18.3	19.8	22.6	24.8
Brasil	9.0	10.3	13.9	12.7	13.7	13.9
Chile	35.2	31.5	28.8	22.9	23.0	21.2
Estados Unidos	7.7	9.1	9.1	16.4	9.8	13.2
Perú	9.6	10.0	10.2	9.6	9.8	10.7
Resto	21.5	20.2	19.7	18.6	21.0	16.2
<i>Total</i>	<i>100.0</i>	<i>100.0</i>	<i>100.0</i>	<i>100.0</i>	<i>100.0</i>	<i>100.0</i>
Índice precio	100.0	112.5	114.4	124.0	144.0	149.2
Índice cantidad	100.0	107.0	87.3	106.7	96.9	144.0

FUENTES: Bases de datos del Instituto Nacional de Estadística de Bolivia y elaboración propia.

Los países también adoptaron medidas de política poco usuales para moderar los problemas de desabastecimiento de los mercados, tales como la prohibición de exportaciones o

mayores facilidades para la importación de productos específicos, y mayor discrecionalidad en el caso de precios regulados.

No obstante, en la medida en que la variación de los precios internacionales es persistente o de elevada magnitud, los mecanismos compensatorios como los mencionados tienden a ser menos efectivos, pues se generan inconsistencias que no pueden sostenerse en el tiempo, como por ejemplo, diferencias significativas en los precios de bienes transables entre los países que generan incentivos para reasignación de recursos productivos no necesariamente de acuerdo con las perspectivas de mediano plazo.

2. Transmisión del tipo de cambio nominal

Al estudiar la inflación importada es ineludible referirse al *pass-through* del tipo de cambio, puesto que el comportamiento de esta variable puede ser fundamental en la formación de los precios. Los resultados empíricos señalan que este indicador experimentó una reducción importante en la última década tanto en economías emergentes como desarrolladas. La tendencia observada entre 2004 y 2007 a la apreciación de las monedas con relación al dólar y el repunte de la inflación en las economías emergentes, sugieren una reducción adicional del *pass-through* del tipo de cambio.

a) Reducción del pass-through del tipo de cambio

En la reunión sobre mecanismos de transmisión en economías emergentes (BIS, 2008) se destacó la reducción del *pass-through* del tipo de cambio en un gran número de países. Mihaljek y Klau (2008) estiman para el periodo 2001-2006 valores menores de hasta un tercio con relación a los estimados para el periodo 1994-2001.⁴

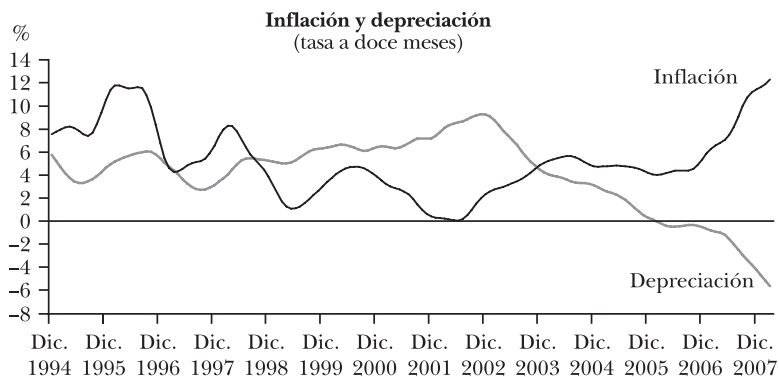
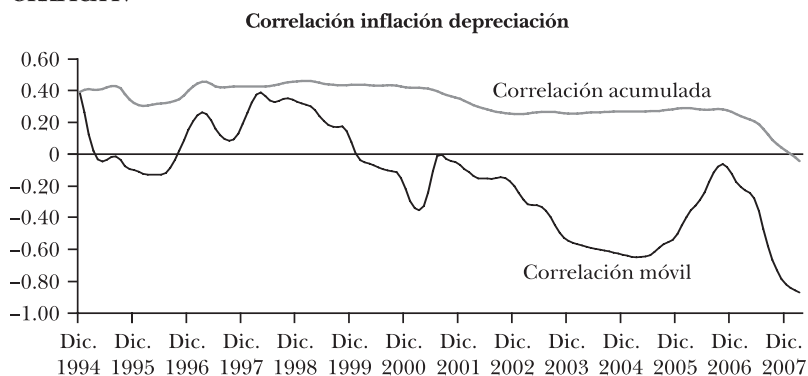
Aunque en el caso de las economías dolarizadas la reducción del *pass-through* también fue significativa, las estimaciones

⁴ Los trabajos se refieren mayormente al *pass-through* del tipo de cambio nominal, aunque también hay trabajos que se refieren al del tipo de cambio real. Por la importancia de diferenciar el efecto de la inflación internacional de la del tipo de cambio generalmente nos referimos al *pass-through* del tipo de cambio nominal.

proporcionan valores mayores en comparación con economías no dolarizadas. En Rossini y Vega (2007), se menciona que las estimaciones para Perú efectuadas hasta el año 2003 arrojaban valores entre 0.1 y 0.2, las mismas que eran superiores a las estimadas para Colombia y Chile. De la misma manera, estimaciones de Mihaljek y Klau (2007) para Perú indican un *pass-through* de 0.09 para el periodo 2001-2006, mayor al 0.05 y 0.03 estimados para Brasil y Chile.

En el caso boliviano Morales y Sachs (1990) estiman *pass-through* completo (igual a uno) en el periodo de estabilización de los años ochenta (1985), periodo en el cual el tipo de cambio fue esencial para anclar las expectativas sobre la evolución futura de los precios internos. Sin embargo, éste fue reduciéndose en forma gradual. En la gráfica IV se muestran correlaciones móviles (cuatro años) y acumulada (desde 1990) entre la tasa de variación del tipo de cambio nominal y

GRÁFICA IV



FUENTES: BCB-INE, y elaboración propia.

la inflación anuales con datos desestacionalizados y se pueden observar periodos en los cuales predomina una relación negativa entre el tipo de cambio y la inflación, principalmente los años posteriores al 2006.

De esta manera, varios trabajos evidencian una reducción paulatina del *pass-through* que pasa desde estimaciones del orden de 0.5 hasta la primera mitad de los años noventa a 0.25 de acuerdo a las estimaciones de Escobar y Mendieta (2006). Las estimaciones recientes aún no documentadas arrojan resultados diversos pero coinciden en señalar que el *pass-through* ha experimentado una reducción adicional.

CUADRO 2. EVOLUCIÓN DEL *PASS-TROUGH* DEL TIPO DE CAMBIO EN BOLIVIA

<i>Autor</i>	<i>Periodo</i>	<i>Pass through</i>
Morales y Sach (1990)	1983-1985	1.000
Huarachi y Gumiel (1987)	1985-1986	0.840
Morales (1989)	1986-1989	0.740
Domínguez y Rodrick (1990)	1988-1990	0,56 a 0,64
Comboni y De la Viña (1992)	1989-1991	0.650
Comboni (1995)	1992-1994	0.520
Orellana (1996)	1989-1996	0.520
Orellana y Requena (1999)	1989-1999	0.480
Cupé (2002)	1998-2001	0.300
Franco (2003)	1990-2002	0.260
Escobar y Mendieta (2006)	1991-2005	0.250

FUENTE: Elaboración propia.

Existen razones muy bien respaldadas a nivel internacional a cerca de la reducción del *pass-through*, muchas de las cuales también son aplicables al caso de Bolivia. De acuerdo con consultas efectuadas a los países, los factores más importantes que explicarían su reducción son la caída de la inflación y la flexibilización del tipo de cambio (Mihaljek y Klau, 2008).⁵ Sin embargo, la literatura también pondera a la globalización de los mercados y los cambios en la composición de las

⁵ Según las estadísticas del Fondo Monetario Internacional cada vez hay más países con regímenes de tipo de cambio más próximos al tipo de cambio flexible. El número de países emergentes con flotación administrada sin una tendencia pronunciada en el tipo de cambio incrementó de 19 en 1990 a 39 en 2001, y aquellos con plena flexibilización incrementaron de 4 a 26 en el mismo periodo.

importaciones como factores que contribuyeron a la reducción del *pass-through*.⁶ La reducción del *pass-through* también se observó desde el tipo de cambio a los precios de importaciones o precios que tienen relación directa con los precios internacionales.⁷

La hipótesis de que el *pass-through* del tipo de cambio depende del contexto inflacionario fue comprobada en varios países donde se muestra que éste es menor cuando se toma en cuenta ambientes con niveles bajos y estables de inflación, los cuales podrían explicarse por una política monetaria más ordenada y efectiva en términos de transparencia y control de la inflación. Éste es el caso de países de la Organización de Cooperación y Desarrollo Económicos (OCDE) donde se estima que el *pass-through* difiere significativamente cuando se estima para periodos de alta y de baja inflación.

Con tipos de cambio más flexibles, como en los regímenes de metas de inflación, se pudo reducir la inflación y su variabilidad, así como aislar los choques externos transitorios. Sin embargo, se presentan fluctuaciones del tipo de cambio que

⁶ La globalización de los mercados incrementó la competencia del sector transable y las empresas absorben parte de las variaciones transitorias del tipo de cambio. Asimismo, Campa y Goldberg (1999) sugieren que a la reducción de *pass-through* en las economías desarrolladas contribuyó el cambio en la composición de las importaciones desde bienes o productos sobre los cuales existe un alto *pass-through* hacia otros de bajo *pass-through*.

⁷ La evidencia empírica indica que el *pass-through* del tipo de cambio y de los precios internacionales es menor a la unidad y tiene un mayor efecto sobre los precios de productos importados con relación al que tienen sobre los precios al productor, a su vez el efecto en estos últimos es superior al que tienen sobre los precios finales. La ausencia de un traspaso completo y las diferencias en la magnitud se deben a factores microeconómicos como por ejemplo la presencia de costos de ajuste (costos de menú u otros) que limitan un ajuste pleno, una estructura de mercado con márgenes de ganancia que se ajustan para compensar las variaciones del tipo de cambio (por ejemplo, discriminación de precios), la penetración o dependencia de los productos importados que merma el efecto transmisión y la sustitución entre productos e insumos importados y nacionales (Winkelried, 2003; Miller, 2003). No obstante, algunos de estos factores pueden tener efectos asimétricos e incluso inversos si el tipo de cambio o los precios internacionales disminuyen. Por ejemplo, ante aumentos de estas variables los márgenes de ganancia pueden reducirse para amortiguar el efecto sobre los precios; sin embargo, el incremento del margen podría ser mayor o menor cuanto estas variables se mueven en sentido contrario.

aumentan la incertidumbre del tipo de cambio alrededor de la tendencia y se genera una menor relación entre el tipo de cambio y los precios internos. En este marco, Edwards (2006) encuentra que los países en desarrollo con regímenes de metas explícitas de inflación, o sea con tipos de cambio más flexibles que fijos, presentan mayor reducción en el *pass-through* del tipo de cambio.

En el caso de Bolivia, la reducción de la inflación y su variabilidad fueron un factor esencial importante en la reducción del *pass-through* del tipo de cambio, pero al ser una economía dolarizada adquiere características diferentes.

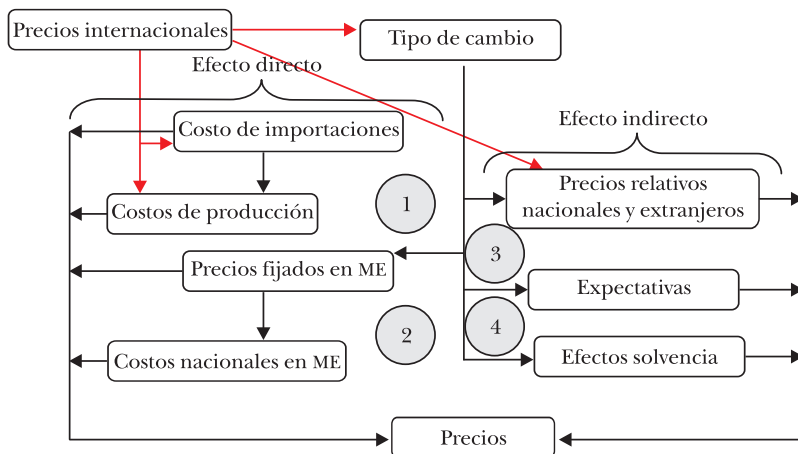
- La reducción de la inflación y su variabilidad tuvieron repercusión directa sobre el canal directo del tipo de cambio, puesto que reducen el número de precios y costos que son fijados en moneda extranjera. En los años ochenta y noventa incluso los precios minoristas se fijaban en dólares o en dólares convertidos al tipo de cambio vigente. Conforme se reduce la inflación también lo hace esta práctica y se observa un menor efecto del tipo de cambio (1 y 2 en la gráfica V).⁸ En esta línea y de acuerdo con los modelos de rigideces en economías dolarizadas que sugieren que la dolarización se reduce a medida que se eliminan las rigideces cuando el tipo de cambio se libera, Escobar y Mendieta (2006) encuentran una relación no lineal de largo plazo entre el tipo de cambio y el nivel de precios, y concluyen que las apreciaciones del boliviano generarían descensos graduales del *pass-through*.
- Los cambios en el canal indirecto a través de las expectativas proveen otra explicación. Cuando la inflación se reduce, las expectativas de inflación presentan un menor vínculo con la evolución del tipo de cambio, por lo cual se observan periodos (1997-2002) donde la inflación cae a pesar de que la depreciación del tipo de cambio nominal se incrementa (3 en la gráfica V).
- Otro aspecto particular a la economía boliviana son los precios administrados. En Bolivia, los precios de los hidrocarburos se encuentran subsidiados lo que reduce el impacto

⁸ Rossini y Vega (2007) proporcionan una explicación similar para el Perú.

del tipo de cambio sobre los precios de toda la cadena productiva.

- Un canal de transmisión adicional es el efecto riqueza u hoja de balance del tipo de cambio por posiciones deudoras o acreedoras netas en moneda extranjera. El acelerado y reciente proceso de bolivianización, acompañado de la apreciación del boliviano, generó incentivos para disminuir las posiciones acreedoras netas (o incrementar las posiciones deudoras netas) en moneda extranjera que redujo el efecto del tipo de cambio sobre los precios (4 en la gráfica V).

GRÁFICA V. CANALES DE TRANSMISIÓN DEL TIPO DE CAMBIO Y LOS PRECIOS INTERNACIONALES



FUENTE: elaboración propia.

Ante el incremento de la inflación internacional y los movimientos cambiarios en los socios comerciales es importante conocer si en los últimos años se ha producido una reducción adicional del *pass-through* del tipo de cambio, y frente a ello, cuáles son los desafíos que enfrenta la economía boliviana en términos de estabilidad macroeconómica.

Como resultado de la coyuntura internacional entre 2006 y 2008, las economías emergentes y en particular varios socios comerciales experimentaron apreciaciones nominales y reales importantes de sus monedas. En forma inversa, las tasas de inflación se incrementaron y se observaron correlaciones negativas entre la tasa de depreciación y la inflación, especialmente en el periodo 2004-2008 donde se destacan mayores

CUADRO 3. INDICADORES DE INFLACIÓN Y DEPRECIACIÓN EN BOLIVIA Y EN PAÍSES SOCIOS COMERCIALES SELECCIONADOS (EN PORCENTAJES)

Año	Argentina		Bolivia		Brasil		Chile		Colombia		Perú	
	π	d	π	d	π	d	π	d	π	d	π	d
2000	-0.7	0.0	3.4	6.7	6.0	8.1	4.5	8.1	8.9	19.5	3.7	0.5
2001	-1.5	5.1	0.9	6.7	7.7	18.4	2.6	15.5	7.1	1.8	-0.1	-2.4
2002	41.0	222.3	2.4	9.8	12.5	53.1	2.8	8.9	6.9	25.5	1.5	2.0
2003	3.7	-13.4	3.9	4.5	9.3	-18.0	1.1	-17.8	6.0	-2.7	2.5	-1.5
2004	6.1	1.4	4.6	2.8	7.6	-8.3	2.4	-6.2	5.4	-13.7	3.5	-5.3
2005	12.3	1.7	4.9	-0.6	5.7	-12.4	3.7	-7.7	4.8	-4.6	1.5	4.5
2006	9.8	1.4	4.9	-0.6	3.1	-8.2	2.6	3.7	4.1	-2.0	1.1	-6.8
2007	8.5	2.6	11.7	-4.9	4.5	-16.7	7.8	-6.4	5.6	-9.9	3.9	-6.3
Corr. 2000-2008	-0.44		-0.85		0.36		0.04		0.52		-0.19	
Corr. 2000-2004	-0.59		-0.76		0.04		0.76		0.56		-0.02	
Corr. 2004-2008	-0.18		-0.76		-0.50		-0.52		-0.69		-0.45	

FUENTES: Bancos centrales de los países, institutos de estadística de los países y elaboración propia.

correlaciones negativas significativas para Bolivia y Colombia.

En el cuadro 3 también se observa que la sumatoria acumulada de las variaciones de precios fue mayor y de las apreciaciones entre 2004 y 2008 fue mucho menor en Bolivia y Argentina con relación a las registradas en Brasil, Chile, Colombia y Perú. Este comportamiento no solo sugiere una reducción adicional del *pass-through* del tipo de cambio, sino también que la coyuntura externa y el comportamiento del tipo de cambio es relevante para la estabilidad de precios.

III. EFECTO DE LA INFLACIÓN IMPORTADA SOBRE LOS PRECIOS INTERNOS

En esta sección se analizan el grado de transmisión de las variaciones de los precios internacionales de los alimentos y de los energéticos sobre la inflación total y de alimentos en países seleccionados de Sudamérica; y se estudia el papel que ha jugado el tipo de cambio sobre la inflación nacional. Para ello se estiman modelos simples y de datos de panel balanceado con información de Colombia, Perú, Brasil, Chile y Bolivia para el periodo entre 1998 y 2008.

Las estimaciones econométricas simples del *pass-through* para datos trimestrales del periodo 1998-2008 con base en especificaciones estándar incluyen como principales variables explicativas la inflación de periodos anteriores, las variaciones del tipo de cambio nominal, la brecha de producto e indicadores de inflación internacional expresada en dólares.⁹ Los resultados permiten extraer las siguientes conclusiones:¹⁰

– Con excepción de Perú donde se estima que el *pass-through* del tipo de cambio estaría por el orden de 0.1, los niveles

⁹ Las variables utilizadas corresponden a series sin el componente estacional y en el caso de series muy volátiles se toma en cuenta el componente de tendencia y ciclo estimado mediante filtros concatenados de promedio móviles de Henderson (X12-ARIMA). La brecha del producto se estima por medio del filtro Hodrick Prescott. Como inflación internacional se consideran las variaciones de precios de alimentos y de petróleo (*commodities*) reportadas por el FMI en el *world economic outlook* del mes de abril del 2008.

¹⁰ Los coeficientes para la brecha del producto fueron significativos en todas las estimaciones para las economías incluidas.

estimados son inferiores a los valores estimados en trabajos previos.

- El *pass-through* del tipo de cambio estimado para Bolivia no fue estadísticamente significativo, lo cual difiere con los resultados previos recientes donde se tiene un valor positivo superior a 0.15 y estadísticamente significativo. La principal diferencia con relación a los trabajos previos es el periodo de muestra, las mismas que generalmente toman datos desde 1990, mientras que en el caso actual corresponde a los últimos diez años, periodo caracterizado por la apreciación de la moneda para reducir el impacto de la inflación importada.
- Las estimaciones del *pass-through* de los precios internacionales sobre los precios nacionales indican que son significativos estadísticamente en Perú, Chile y Bolivia y en menor medida en el caso de Colombia. Sin embargo, con excepción de Bolivia el efecto en el corto plazo sería menor a 5%.
- En el caso del incremento de los precios del petróleo, las economías donde se estimó un efecto positivo y significativo son Chile, Perú y principalmente Brasil, consistente con su carácter de economías importadoras de energéticos. En cambio, en Bolivia y Colombia que son economías productoras de petróleo, y donde los precios de algunos de sus derivados tienen carácter administrado no se encuentra un efecto significativo. Cabe destacar que las estimaciones previas para Bolivia con referencia a los años noventa y parte de la presente década muestran un valor positivo debido a que los precios de energéticos en el mercado interno, en buena parte del periodo, se ajustaban en función de las variaciones de los precios internacionales. Como se mencionó, en los años recientes los precios internos de energéticos en Bolivia no registraron variaciones.

Con los objetivos de comparar las magnitudes del efecto de los precios internacionales sobre los precios domésticos y de contar con estimaciones promedio para los países considerados, se estimaron modelos trimestrales de datos de panel balanceado para el periodo de 1998 al 2008 bajo la siguiente especificación general.

CUADRO 3. ESTIMACIONES SIMPLES: TRANSMISIÓN DE LOS PRECIOS EXTERNOS Y DEL TIPO DE CAMBIO

	TCN		Alimentos		Petróleo		Brecha	
	CP	LP	CP	LP	CP	LP	CP	LP
Perú	0.1055	0.1245	0.037	0.0436	0.0237	0.028	0.082	0.0967
<i>p-value</i> (%)	2.0		5.0		1.2		2.2	
Chile	0.0259	0.0411	0.0379	0.0601	0.0129	0.0204	0.0872	0.1383
<i>p-value</i> (%)	8.7		1.9		6.3		2.0	
Colombia	0.0452	0.0767	0.0169	0.0287	(+)		0.0476	0.0807
<i>p-value</i> (%)	0.0				ns			
Bolivia	(-)		0.0698	0.2054	(+)		(+)	
<i>p-value</i> (%)	ns		0.1		ns		ns	
Brasil	0.0428	0.0616	(+)		0.032	0.0461	nd	
<i>p-value</i> (%)	0.5		ns		1.6			

FUENTE: elaboración propia.

NOTAS: ns indica no significativo estadísticamente; nd, no disponible; CP, corto plazo; LP, largo plazo.

$$(1) \quad \pi_{t,j} = \alpha_j + \beta_{1,j} \pi_{t,j}^* + \beta_{2,j} \Delta e_{t,j} + \beta_{3,j} \Delta y_{t,j} + \beta_{4,j} \pi_{t-i,j} + P(\alpha_j)$$

Donde $\pi_{t,j}$ es la inflación nacional del país j en el periodo t ; $\pi_{t,j}^*$, la inflación externa; $\Delta e_{t,j}$, las variaciones en el tipo de cambio; $\Delta y_{t,j}$, el crecimiento o brecha del producto; $\pi_{t-i,j}$, la inflación nacional rezagada i periodos; $P(\alpha_j)$, otras variables explicativas: variables dumie, estacionales, etc.; α_j y β_j , los parámetros; j , el país 1, país 2, país 3...; y t el año 1998, 1999...

Los resultados se resumen en el cuadro 5 y permiten destacar que:

- El *pass-through* promedio estimado para los países considerados es 0.07, un valor modesto y similar al encontrado con las estimaciones simples presentadas en el cuadro 4. Por su parte, el efecto de los precios internacionales de alimentos, y principalmente del petróleo, presentan un menor grado de transmisión que el del tipo de cambio sobre los precios internos. El menor valor del *pass-through* de los alimentos tiene origen en el menor efecto estimado para Perú y el valor no significativo encontrado para Brasil, y de manera similar a las estimaciones presentadas en el cuadro anterior señalan que la inflación internacional de alimentos es un

aspecto que habría tenido mayor importancia para Bolivia y Chile.

- El precio internacional del petróleo tiene mayor relevancia sobre los precios nacionales en Brasil, Chile y Perú. Sin embargo, su magnitud sería menor a 3%.
- Destaca el alto grado de inercia inflacionaria en Bolivia estimado por el orden del 50%. Los modelos estándar del tipo de curva de Phillips neokeynesiana (Mendieta y Rodríguez, 2007) arrojan valores de inercia levemente superiores. Por esta razón, las elasticidades de los precios nacionales a los precios internacionales en el largo plazo son significativamente más elevadas que las de corto plazo.

Se debe tener precaución en la interpretación de la reducción del *pass-through* del tipo de cambio sobre los precios nacionales. Esta verificación estadística debe entenderse cabalmente y de acuerdo con la coyuntura. Recordemos que el periodo de estudio se caracteriza por el repunte de la inflación externa y apreciaciones de las monedas con relación al dólar estadounidense, motivadas por el mercado o dirigidas en el caso administrado, Estas últimas fueron menores en varios casos y no compensaron totalmente la inflación externa por lo que en consecuencia se observa una relación inversa en la evolución del tipo de cambio y de los precios nacionales.¹¹ En esta dirección, se podría explicar la magnitud similar en los coeficientes de transmisión del tipo de cambio y de la inflación internacional: si el tipo de cambio y los precios externos relevantes presentan evoluciones similares no se observarían efectos muy importantes sobre los precios nacionales y su consideración conjunta en un modelo (inflación externa más depreciación) podría arrojar coeficientes no significativos, o bien el de la inflación externa expresada en moneda local sería menor.¹² Ello se puede observar en la gráfica

¹¹ Los movimientos del tipo de cambio deben obedecer a los fundamentos y no necesariamente para aislar las fluctuaciones de los precios internacionales, que pueden o no corresponder a variaciones de los fundamentos del tipo de cambio real.

¹² Cuando se toma en cuenta la inflación externa expresada en moneda local, las estimaciones del *pass-through* del tipo de cambio dejan de ser significativas en un porcentaje significativo de modelos alternativos estudiados.

CUADRO 5. PARÁMETROS ESTIMADOS CON EL PANEL BALANCEADO

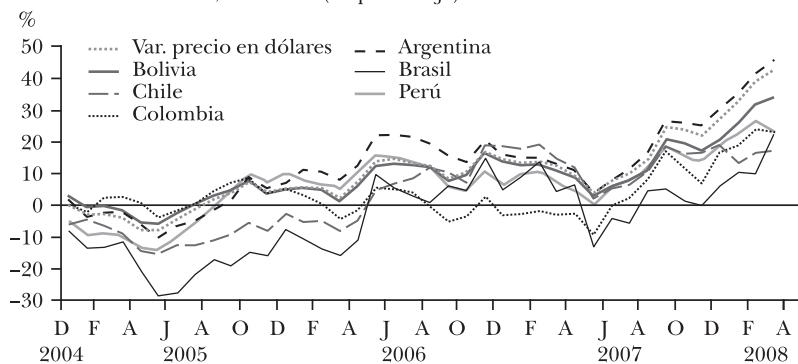
	Coef	p value (%)	Coef	p value (%)	Coef	p value (%)	Coef	p value (%)
Perú_C	0.247	11.89	0.279	1.86	0.271	2.27	0.275	3.12
Brasil_C	0.935	0.00	0.528	4.10	0.724	0.91	0.755	0.42
Bolivia_C	0.597	0.07	0.467	8.51	0.467	8.46	0.527	7.24
Chile_C	0.393	1.77	0.389	3.70	0.382	3.27	0.407	6.13
Colombia_C	0.844	0.00	1.323	0.02	1.160	0.23	1.110	0.20
Depreciación	0.063	0.00	0.075	0.00	0.069	0.00	0.076	0.00
Inf. mundial-almientos	0.045	0.17	0.039	0.11				
Perú					0.037	3.32	0.036	4.03
Brasil					0.000	99.76	-0.014	60.02
Bolivia					0.067	8.46	0.062	15.49
Chile					0.059	1.82	0.068	1.67
Colombia					0.080	7.28	0.082	4.42
Inf. mundial-petróleo	0.012	6.94			0.015	0.61		
Perú			0.012	8.34			0.016	4.51
Brasil			0.022	9.79			0.030	2.08
Bolivia			0.014	40.94			0.014	45.88
Chile			0.025	3.18			0.028	3.34
Colombia			0.004	82.44			-0.002	92.40
Rezago	0.352	0.00						
Perú			0.327	3.36	0.232	14.88	0.375	1.44
Brasil			0.567	0.00	0.520	0.00	0.496	0.00
Bolivia			0.464	1.17	0.412	3.95	0.383	6.01
Chile			0.303	5.67	0.284	5.71	0.328	6.59
Colombia			0.061	74.80	0.098	62.33	0.172	34.73

FUENTE: elaboración propia.

NOTA: Las estimaciones con variable rezagada fueron realizadas por el método de momentos generalizados.

VI donde se aprecian diferencias significativas entre la inflación internacional de alimentos en dólares y la misma expresada en moneda local para los países analizados, principalmente para Chile, Brasil, Perú y Colombia.

GRÁFICA VI. INFLACIÓN EXTERNA DE ALIMENTOS EN DÓLARES Y EXPRESADA EN MONEDA LOCAL, 2004-2008 (en porcentaje)



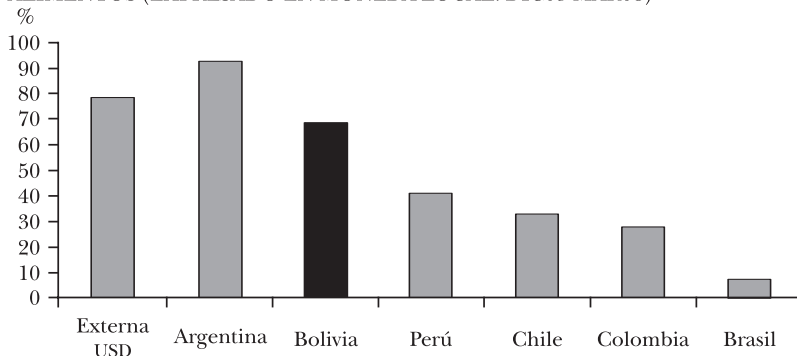
FUENTES: Bancos centrales, institutos de estadística de los países y elaboración propia.

De acuerdo a esta definición, la inflación internacional de alimentos en moneda local en la Argentina a marzo del 2008 habría sido mayor que cuando se expresa en moneda extranjera, mientras que en Bolivia se presenta una diferencia menor debido a que la apreciación del tipo de cambio nominal fue una de las más bajas de la región. Si se observa desde el año 2003, la apreciación significativa de las monedas en algunos países vecinos y socios comerciales permitió reducir el impacto que podrían haber tenido los precios internacionales de alimentos en la inflación nacional. Brasil, Chile y Colombia son los países en los cuales la apreciación del tipo de cambio habría coadyuvado significativamente a reducir la inflación importada. En Bolivia, la variación externa de precios de 78% desde diciembre del 2003 se reduce a sólo 68% cuando se expresa en bolivianos.

La reducción del *pass-through* del tipo de cambio, sin embargo, sugiere que el canal de expectativas ya no presenta la relevancia que tuvo en el pasado para el éxito de programas o políticas de estabilización cuando las variaciones del tipo de cambio eran fundamentales para el reajuste de los precios de los bienes y servicios que estaban denominados o indexados

al dólar. Sin embargo, en el momento de adoptar políticas y posturas cambiarias, también se debe reconocer la asimetría del efecto del tipo de cambio sobre la inflación: según la evidencia internacional se tendría un mayor efecto cuando el tipo de cambio se mueve para arriba (depreciación nominal) que para abajo (apreciación nominal).

GRÁFICA VII. VARIACIÓN ACUMULADA DEL PRECIO INTERNACIONAL DE ALIMENTOS (EXPRESADO EN MONEDA LOCAL: DIC03-MAR08)



FUENTE: elaboración propia.

IV. LA INFLACIÓN IMPORTADA EN BOLIVIA

Para evaluar algunas de las características de la transmisión de precios internacionales se calcularon funciones impulso respuesta con base en la descomposición estructural de vectores autorregresivos (VAR- estructural) estimados para el periodo de 1998 al 2008 según la siguiente especificación general (McCarthy, 1999).¹³

$$\begin{aligned}
 \pi_t^f &= E_{t-1}(\pi_t^f) + \varepsilon_t^f \\
 y_t &= E_{t-1}(y_t) + b_1 \varepsilon_t^f + \varepsilon_t^y \\
 \Delta e_t &= E_{t-1}(\Delta e_t) + c_1 \varepsilon_t^f + c_3 \varepsilon_t^y + \varepsilon_t^{\Delta e} \\
 \pi_t^f &= E_{t-1}(\pi_t^f) + g_1 \varepsilon_t^f + g_2 \varepsilon_t^y + g_3 \varepsilon_t^{\Delta e} + \varepsilon_t^{\pi^f}
 \end{aligned}
 \tag{2}$$

Se tiene un sistema caracterizado por choques externos, en

¹³ En todos los casos las restricciones estructurales corresponden a las señaladas por la teoría macroeconómica.

este caso la inflación de precios en alimentos (π_t^f); la brecha del producto (y_t); la variaciones del tipo de cambio nominal (Δe_t); y la inflación de precios al consumidor (π_t^c).¹⁴ Como inflación externa de alimentos se utilizan dos definiciones. La primera corresponde a la variación del índice de precios de alimentos del FMI (inflación externa: INF_EXT). La segunda se calculó con base en el promedio ponderado de los índices de precios de los principales socios comerciales expresados en dólares estadounidenses (inflación externa ponderada: INF_EXT_PON):¹⁵

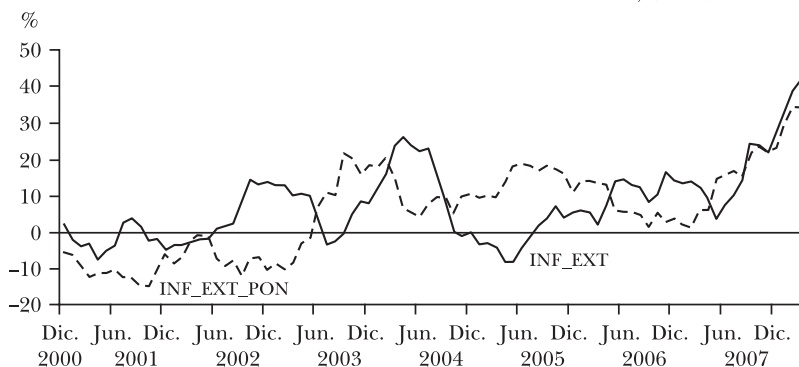
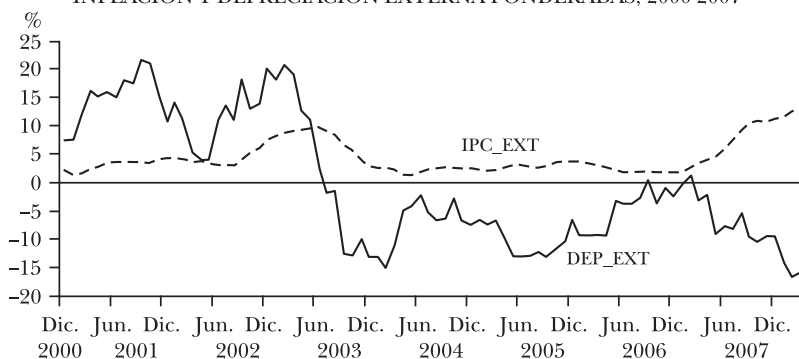
$$(3) \quad \pi_t^f = \frac{\prod_i^n (IPC_{it} / ITC_{it})^{\alpha_i}}{\prod_i^n (IPC_{it-1} / ITC_{it-1})^{\alpha_i}} - 1 = \frac{\prod_i^n (IPC_{it} / IPC_{it-1})^{\alpha_i}}{\prod_i^n (ITC_{it} / ITC_{it-1})^{\alpha_i}} - 1$$

Donde IPC_{it} es el índice de precios al consumidor del capítulo de alimentos del país i en el periodo t , con base 1990; e ITC_{it} , el índice del tipo de cambio nominal del país i en periodo t con base 1990.

En las estimaciones se diferencia también el efecto de la depreciación y de la inflación de los socios comerciales al tomar en cuenta sólo el numerador o denominador de la segunda parte de la ecuación anterior. Estas diferenciaciones permiten observar cómo la apreciación de los socios comerciales en los últimos años representa un factor adicional de inflación importada en Bolivia. En algunos periodos, la inflación externa ponderada (INF_EXT_PON, expresión completa de la fórmula anterior) es casi el doble de la inflación externa

¹⁴ Al igual que las estimaciones anteriores todos los datos son series sin componente estacional y, en los casos que corresponde, sólo el componente cíclico estimado por el filtro de Hodrick Prescott.

¹⁵ Se consideran los países vecinos socios comerciales con mayor ponderación en la importación de alimentos no procesado y procesados, estos son: Perú (19.6%), Brasil (26.9%), Chile (41.8%) y Colombia (11.7%). Se excluye a Argentina debido a que presenta cambios muy bruscos por el abandono del régimen de convertibilidad. Sin embargo, el efecto que hubiera tenido se considera implícitamente por medio del impacto sobre los precios y tipo de cambio de los restantes países incluidos. Por facilidad de interpretación la fórmula anterior se expresa como variaciones; sin embargo, en las estimaciones se emplean cálculos con diferencias logarítmicas ya que permite reducir la volatilidad de las series empleadas.

GRÁFICA VIII. INFLACIÓN EXTERNA Y PONDERADA ANUAL, 2000-2007**INFLACIÓN Y DEPRECIACIÓN EXTERNA PONDERADAS, 2000-2007**

FUENTE: elaboración propia.

NOTAS: INF_EXT: Inflación externa de alimentos en dólares, calculada por el FMI. INF_EXT_PON: Inflación externa de alimentos expresada en dólares estimada con base en el promedio ponderado de la inflación de alimentos y variaciones del tipo de cambio en los países socios comerciales de los cuales se importan alimentos. IPC_EXT: Inflación externa de alimentos, estimada con base en el promedio ponderado de la inflación de alimentos en los países socios comerciales de los cuales se importan alimentos. DEP_EXT: Depreciación externa estimada con base en las variaciones de los tipos de cambio en los países socios comerciales de los cuales se importan alimentos.

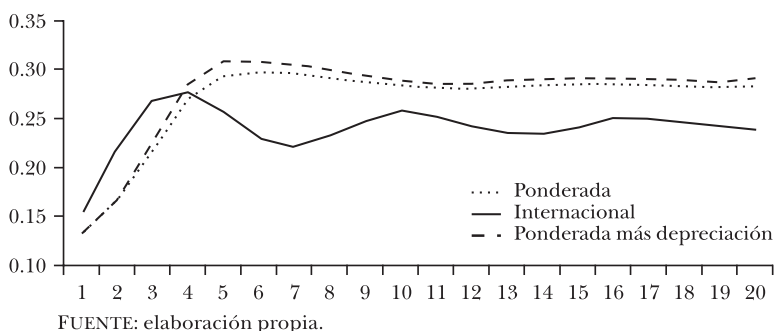
estimada con solamente los índices de precios de alimentos ponderados (IPC_EXT, numerador de la segunda parte de la ecuación anterior).

Basados en estas definiciones, también se efectúan estimaciones que consideran como variable dependiente a la inflación nacional, en forma alternativa a la inflación total y a la de alimentos. A continuación se destacan los resultados de mayor relevancia:

- Las funciones impulso respuesta a los precios internacionales de los alimentos a los precios nacionales totales indican

un *pass-through* acumulado elevado, entre 0.10 y 0.15 en el corto plazo y al cabo de un año (cuatro trimestres) incrementa a un valor entre 0.20 y 0.25 para estabilizarse posteriormente entre 0.25 y 0.30. Las diferencias en el *pass-through* cuando se incluye de manera explícita la depreciación de Bolivia como parte de las variables (corrección para expresar la inflación en moneda nacional) no cambiaron significativamente lo cual es consistente con los niveles moderados en los movimientos del tipo de cambio en Bolivia.

GRÁFICA IX. FUNCIONES IMPULSO RESPUESTA DE LA INFLACIÓN TOTAL

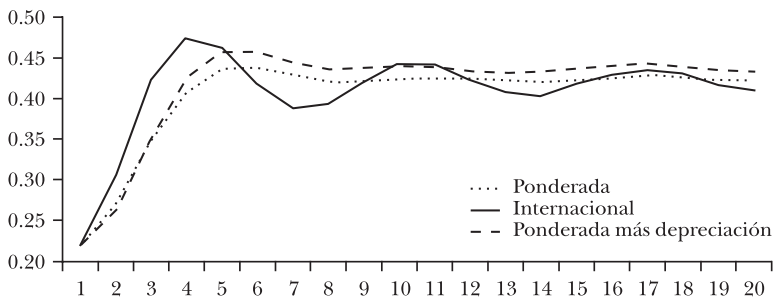


FUENTE: elaboración propia.

- Cuando se estima las funciones impulso respuesta para la inflación nacional de alimentos, el efecto de la inflación internacional de alimentos es el doble en comparación con las estimaciones para la inflación total, lo que es coherente con la ponderación que tienen los alimentos y bebidas (49%) dentro de la canasta en el cálculo del IPC.¹⁶ En ambos casos, el *pass-through* de la inflación internacional de alimentos se reduce levemente, si se utiliza la definición de inflación externa en lugar de la inflación externa ponderada, resultado que indica que la definición de inflación ponderada de los socios comerciales sería la más apropiada para estos ejercicios.
- Si en los modelos se incluyen en forma separada los movimientos cambiarios y de los precios de alimentos de los socios comerciales de Bolivia, además del signo no se encuentra diferencias en el *pass-through* de estas dos variables

¹⁶ Desde el mes de abril de 2008 se cambia la base de cálculo del IPC en Bolivia (100=2007). La ponderación de alimentos y bebidas reduce de 49% a 39%.

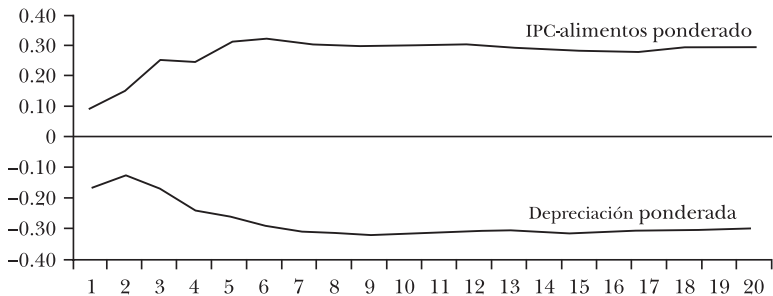
GRÁFICA X. FUNCIONES IMPULSO RESPUESTA DE LA INFLACIÓN DE ALIMENTOS



FUENTE: elaboración propia.

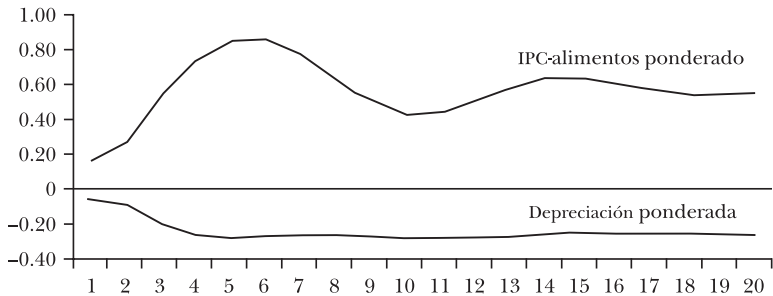
(gráfica XI). Sin embargo, las estimaciones de funciones impulso respuesta para los precios nacionales de los alimentos sugieren que éstos tendrían mayor influencia de los precios que de los movimientos cambiarios en los socios comerciales (gráfica XII).

GRÁFICA XI. INFLACIÓN TOTAL: IMPULSO RESPUESTA CON RESPECTO A LA INFLACIÓN DE ALIMENTOS Y DEPRECIACIÓN EXTERNAS



FUENTE: elaboración propia.

GRÁFICA XII. INFLACIÓN DE ALIMENTOS: IMPULSO RESPUESTA CON RESPECTO A LA INFLACIÓN DE ALIMENTOS Y DEPRECIACIÓN EXTERNAS



FUENTE: elaboración propia.

Estos resultados reafirman la importancia que tuvo la inflación importada para Bolivia en el registro de la inflación de los últimos años. Simulaciones dinámicas donde el tipo de cambio y los precios de los socios comerciales permanecen constantes, sugieren que por lo menos un tercio de la inflación observada se podría explicar por las apreciaciones de las monedas de los socios comerciales. Con el supuesto de apreciación cero en los socios comerciales, las simulaciones producen niveles de inflación cercanos a 10% frente a un promedio de 15% para el primer trimestre del 2008. En la misma lógica, la contribución de la apreciación del boliviano, entre diciembre de 2006 y marzo de 2008, habría hecho que la inflación observada anual sea menor en aproximadamente tres puntos porcentuales con relación a la que se hubiera observado.

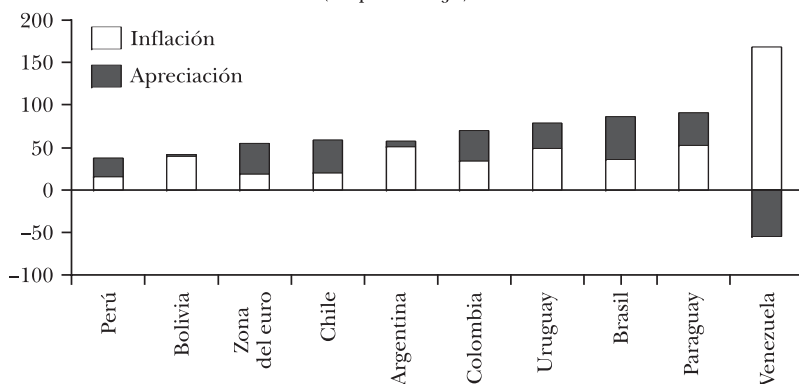
CUADRO 6. SIMULACIONES DINÁMICAS DE INFLACIÓN (en porcentajes)

<i>c</i>	<i>Observado</i>	<i>Predicho</i>	<i>Sin variación cambiaria en socios comerciales</i>	<i>Sin inflación en socios comerciales</i>
2000	4.55	1.27	4.73	0.00
2001	0.26	1.62	5.15	0.00
2002	2.08	2.80	3.99	0.42
2003	3.85	3.93	3.40	1.24
2004	4.46	4.66	3.54	1.50
2005	4.99	4.06	2.11	1.71
2006	4.71	5.87	5.32	3.36
2007	11.58	11.48	7.46	6.59
2008	15.55	15.67	10.64	11.13

FUENTE: elaboración propia.

NOTA: Promedios de tasas de inflaciones trimestrales anualizadas calculadas como diferencias logarítmicas.

La enseñanza del ejercicio es que si Bolivia hubiera tenido un régimen de tipo de cambio flexible, la contribución del tipo de cambio a la inflación podría haber sido mayor. El régimen de tipo de cambio deslizante permite amortiguar los choques externos de precios y de los movimientos cambiarios en menor medida que los regímenes flexibles. Como se aprecia en la gráfica XIII, la apreciación junto al incremento de los precios internos desde diciembre del 2002 (que refleja el incremento del costo en cada país expresado en dólares), hizo que Bolivia sea uno de los países más baratos en Sudamérica.

GRÁFICA XIII. INFLACIÓN EN DÓLARES PARA PAÍSES SELECCIONADOS: INFLACIÓN MÁS APRECIACIÓN (en porcentaje)

FUENTE: elaboración propia.

Sin embargo, los movimientos del tipo de cambio nominal deberían contribuir a que el tipo de cambio real se mueva en dirección del equilibrio. Los indicadores relacionados con los fundamentos del tipo de cambio real sugieren que el nivel de equilibrio en Bolivia se habría desplazado hacia abajo y que probablemente exista una subvaluación real (Mendieta, 2007; Cerutti, 2008) que se fue corrigiendo en forma moderada por la apreciación nominal pero también con inflación. El desplazamiento tiene relación con la mejoría de los términos de intercambio y del contexto externo que se ha reflejado en niveles récord de la cuenta corriente de la balanza de pagos así como en la expansión de la demanda agregada, y principalmente del consumo. En efecto, la cuenta corriente de la balanza de pagos presentó niveles positivos récord en 2007 (superior a 10% del producto).

A pesar de los beneficios que tiene una mayor flexibilidad del tipo de cambio para reducir el impacto de choques externos, se debe también reconocer los riesgos y rigideces de una economía altamente dolarizada donde no existen los mecanismos para una cobertura de los riesgos cambiarios por lo que la variabilidad del tipo de cambio nominal tendría consecuencias en el sector real y más todavía cuando los choques externos son transitorios de alta magnitud y no responden a los fundamentos del tipo de cambio. Cabe destacar que para evitar los efectos negativos de una excesiva apreciación del tipo de cambio o acumular reservas ante probables contingencias,

algunos países con tipos de cambio flexible, efectuaron intervenciones en sus mercados cambiarios complementadas con políticas monetarias de esterilización.

En Bolivia el tipo de cambio nominal es determinado por la Autoridad Monetaria con base en señales del mercado y movimientos bruscos o acelerados tendrían riesgos e implicaciones adicionales, por lo que sus variaciones deben ser moderadas. En este sentido y en una perspectiva de mediano plazo, Morón y Winkelried (2005) sugieren que lo óptimo en una economía dolarizada es flexibilizar gradualmente el tipo de cambio para generar instrumentos de cobertura de riesgos y recomposición de cartera que favorezca a los mecanismos de transmisión de la política monetaria.

V. CONCLUSIONES

El incremento de los precios internacionales resultó en un escenario con elevados desafíos en los países para mantener niveles de inflación moderados y se ha generado discusión acerca del papel del tipo de cambio para la estabilidad de precios. En el caso de Bolivia, las apreciaciones de las monedas de los socios comerciales desde 2003 generaron mayores presiones de inflación importada, principalmente por los reajustes que indujeron en los precios de los alimentos importados.

Las estimaciones del *pass-through* del tipo de cambio para el periodo en estudio en varios países sugieren una reducción adicional a la experimentada en los años noventa y los primeros años de la presente década. Para el caso de Bolivia se encuentra un valor estadísticamente no significativo, pero esta verificación estadística debe entenderse de acuerdo con la coyuntura ya que el periodo de estudio se caracteriza por el repunte de la inflación externa y apreciaciones de las monedas de los socios comerciales con relación al dólar estadounidense, motivadas por el mercado o dirigidas en el caso administrado. Estas fueron menores y, en varios casos, no compensaron totalmente la inflación externa observándose una relación inversa en la evolución del tipo de cambio y de los precios nacionales. También se encuentra que la inflación internacional denominada en moneda local estimado tuvo un efecto positivo significativo y que el tipo de cambio tiene

efectos a través de su canal directo sobre el precio de productos transables. De esta manera, aunque las simulaciones sugieren que por lo menos un tercio de la inflación observada en Bolivia se originó por los movimientos de los precios internacionales y las monedas de socios comerciales, también indican que la apreciación del boliviano coadyuvó a moderar significativamente el efecto de la inflación importada.

Finalmente, una menor rigidez del tipo de cambio habría permitido registros menores de inflación, aunque se deben reconocer que existen limitantes para su aplicación. La elevada dolarización de la economía y la ausencia de mecanismos de cobertura de riesgos cambiarios hacen a la economía sensible ante las fluctuaciones nominales del tipo de cambio, que generan costos y pérdidas significativas en bienestar.

REFERENCIAS

- Banco Central de Bolivia (2008), *Reporte de inflación*, abril.
- Banco Central de Bolivia (2008), *Informe de política monetaria*, enero.
- BIS (2008), *Transmission mechanisms for monetary policy in emerging market economies*, Bank for International Settlements.
- Campa, J., y L. Goldberg (1999), "Investment, *pass-through* and exchange rates: A cross-country comparison", *International Economics Review*, vol. 40 pp. 287-317.
- Carrera, C., y M. Binici (2006), *Pass-through del tipo de cambio y política monetaria: evidencia empírica de los países de la OECD*, Banco Central de Reserva del Perú (Documento de Trabajo, n° 9).
- Cerutti, E. (2008), *Bolivia and Its Booming Gas Sector: Should We Worry About a New Case of Dutch Disease?*, International Monetary Fund.
- Cupé, E. (2002), "Efectos *Pass-through* de la Depreciación sobre Inflación y Términos de Intercambio Internos en Bolivia", *Análisis Económico* (UDAPE).
- Comboni, J. (1995) "La política cambiaria de Bolivia en el periodo agosto de 1985-septiembre de 1994", *Monetaria*, vol. XVIII, n° 4, pp. 377-408,

- Comboni, J., y J. de la Viña (1992), *Precios y tipo de cambio en Bolivia: evidencia empírica del periodo de post-estabilización*, IX Encuentro Latinoamericano de la Sociedad Econométrica.
- Curia, E. (2006), “Política monetaria en un régimen de metas de inflación”, capítulo VII, en *Política monetaria y estabilidad financiera. De la teoría a la práctica*, Jornadas Monetarias y Bancarias del Banco Central de la República Argentina.
- Domínguez, K., y D. Rodrik (1990), *Manejo del tipo de cambio y crecimiento después de la estabilización: el caso boliviano*, Universidad de Harvard, Cambridge.
- Dooley, M., y E. Truman (2006), “Desequilibrios Globales y Acumulación de Reservas”, capítulo V, en *Política monetaria y estabilidad financiera. De la teoría a la práctica*, Jornadas Monetarias y Bancarias del Banco Central de la República Argentina.
- Edwards, S. (2006), *The relationship between exchange rates and inflation targeting revisited*, NBER (Working Paper, n° 12163).
- Escobar, F., y P. Mendieta (2006), “Inflación y Depreciación en una Economía Dolarizada: el caso de Bolivia”, *Monetaria*, vol. XXIX, n° 1, enero-marzo, pp. 1-39.
- Franco, L. (2003), *La inflación boliviana en el periodo 1990-2002: Un análisis mediante vectores autorregresivos*, tesis de licenciatura, Universidad Católica Boliviana.
- Frenkel, R., J. Alvarado, y J. de Gregorio (2006), “Metas de Inflación: Condiciones para su Implementación en Países Emergentes”, capítulo VIII, en *Política monetaria y estabilidad financiera. De la teoría a la práctica*, Jornadas Monetarias y Bancarias del Banco Central de la República Argentina.
- Huarachi, G., y F. Gumiel (1987), *Modelo devaluación e inflación: caso boliviano*, texto mimeografiado, Unidad de Análisis de Políticas Económicas (UDAPE), La Paz (Documento de Trabajo Estadístico).
- Kamin, S., P. Turner y J. Van’t Dack (1998), “The Transmission mechanism of monetary policy in emerging market economies: an overview”, en *Transmission mechanisms for monetary policy in emerging market economies*, Bank for International Settlements.
- McCarthy, J. (1999), *Pass-through of Exchange Rates and Import Prices to Domestic Inflation in Some Industrialized Economies*, Federal Reserve Bank of New York.

- Mendieta, P. (2007), *El equilibrio de la competitividad cambiaria boliviana: un enfoque empírico*, Primer Encuentro de Economistas de Bolivia.
- Mendieta, P., y H. Rodríguez (2007), *Caracterizando una curva de Phillips neokeynesiana*, Banco Central de Bolivia (Documento de trabajo).
- Mihaljek, D., y M. Klau (2008), "Exchange rate *pass-through* in emerging market economies: what has changed and why?", en *Transmission mechanisms for monetary policy in emerging market economies*, Bank for International Settlements.
- Miller, S. (2003), "Estimación del *pass-through* del tipo de cambio a precios: 1995-2002", *Estudios Económicos*, n^o 10, Banco Central de la Reserva del Perú.
- Mishkin, F. (2008), *Exchange rate pass-through and monetary policy*, texto mimeografiado, Federal Reserve Bank.
- Mohanty, M., y P. Turner (2008), "Monetary policy transmission in emerging markets economies: what is new?", en *Transmission mechanisms for monetary policy in emerging market economies*, Bank for International Settlements.
- Morales, J. A. (1989), *La transición de la estabilidad al crecimiento sostenido en Bolivia*, publicaciones Universidad Católica Boliviana (UCB), La Paz.
- Morales, J., y J. Sachs (1990), "Bolivia's economic crisis" en Jeffrey Sach, (ed.), *Developing Country Debt and Economic Performance*, vol. 2, University of Chicago Press, Chicago y Londres.
- Morón, E., y D. Winkelried (2005), "Monetary Policy rules for financially vulnerable economies", *Journal of Development Economics*, vol. 76, pp. 23-51.
- Noyer, C. (2006), "Dilemas de los Banqueros Centrales bajo Incertidumbre", en *Política monetaria y estabilidad financiera. De la teoría a la práctica*, Jornadas Monetarias y Bancarias del Banco Central de la República Argentina.
- Orellana, W. (1996), *Un análisis y modelización de la inflación en Bolivia: 1989-1996*, Gerencia de Estudios Económicos, Banco Central de Bolivia, La Paz.
- Orellana, W., y J. Requena (1999), *Determinantes de la inflación en Bolivia*, Asesoría de Política Económica, Banco Central de Bolivia.
- Rossini, R., y M. Vega (2007), *El mecanismo de transmisión de la política monetaria en un entorno de dolarización financiera: el*

caso del Perú entre 1996 y 2006, Banco Central de Reserva del Perú.

Winkelried, D. (2003), “¿Es asimétrico el *pass-through* en Perú?: un análisis agregado”, *Estudios Económicos*, n^o 10, Banco Central de la Reserva del Perú.

Herman Kamil
José David Pulido
José Luis Torres

El “IMACO”: un índice mensual líder de la actividad económica en Colombia

I. INTRODUCCIÓN

Debido a que el PIB generalmente se reporta en forma trimestral y con varios meses de rezago, es altamente deseable para los formuladores de política contar con indicadores alternativos de la actividad económica agregada más frecuentes y oportunos, que anticipen el comportamiento del ciclo económico. En especial, para las autoridades monetarias esta información resulta indispensable dados los rezagos con que las medidas de política se transmiten a la economía. Con este fin, en este documento se presenta la metodología de construcción y la evaluación predictiva de un nuevo indicador mensual

Publica el CEMLA, con la debida autorización, el trabajo de H. Kamil, J. D. Pulido y J. L. Torres, que son, en su orden, economista del Departamento de Hemisferio Occidental del Fondo Monetario Internacional (FMI), profesional en inflación del Departamento de Programación e Inflación del Banco de la República y estudiante del PhD en Economía de la Universidad de Maryland, presentado al “Premio de Banca Central ‘Rodrigo Gómez’, 2010”. Agradecen la colaboración de Miguel Ángel Morales, Alexandra Heredia y David Camilo López como asistentes de investigación. Las opiniones expresadas son responsabilidad de los autores y no comprometen al Banco de la República, ni a su Junta Directiva, ni al FMI.

líder de la actividad económica para Colombia, que denominaremos IMACO (por las siglas de Índice Mensual de Actividad Colombiana).

Una gran gama de indicadores líderes de actividad económica han sido construidos en el mundo con dicho propósito. Algunos, sustentados en diversos esquemas probabilísticos, emplean modelos estadísticos de distintos niveles de sofisticación. Otros, en cambio, privilegian técnicas descriptivas más sencillas que gracias a su simplicidad y menor costo computacional les permite ser replicados con relativa facilidad. Adicionalmente, se han registrado experiencias en el diseño de sistemas regionales de indicadores líderes compuestos, construidos mediante la agregación de los indicadores individuales de cada uno de los países considerados producidos según una misma estructura metodológica.¹

Para la construcción del nuevo indicador adelantado IMACO para la economía colombiana se prioriza la simplicidad y el bajo costo computacional. Ello permite que el indicador sea fácilmente actualizable para su continuo seguimiento, y provea además una metodología que pueda ser replicada con otros agregados macroeconómicos y eventualmente en otros países de la región. La metodología del IMACO se sustenta en un algoritmo de búsqueda heurístico que selecciona un grupo reducido de variables económicas que combinadas de manera adecuada posean tres propiedades deseables: *i*) una alta correlación adelantada con el ciclo económico, *ii*) que anticipe sus puntos de quiebre sin arrojar señales falsas, y *iii*) que minimice los errores de pronóstico sobre el crecimiento del PIB.

Mediante la aplicación del algoritmo propuesto se identificaron las siguientes siete variables líderes de la actividad económica colombiana: los pedidos industriales, las ventas del comercio, la producción industrial de bienes de capital, la productividad por hora trabajada en la industria, la tasa de interés interbancaria real, el crecimiento real del agregado monetario M3 y la demanda de energía. La selección de estas variables pone en evidencia varios hechos interesantes. Primero, al ser seleccionada la tasa de interés interbancaria real,

¹ Por ejemplo, para América Latina, ver el trabajo de Gallardo y Pedersen (2007b).

se confirma el importante papel de la política monetaria en la estabilización de la economía colombiana y los rezagos existentes en su proceso de transmisión. Segundo, dado que los pedidos industriales y las ventas del comercio son variables provenientes de encuestas de opinión de los empresarios, se pone de manifiesto la importancia de dar seguimiento a las percepciones y expectativas del sector privado, al ser éstos en general los primeros en advertir los cambios en el comportamiento de la actividad económica real. Y tercero, se hace evidente la utilidad predictiva de las variables que se ajustan de manera rápida a cambios en el nivel de actividad (horas extras, productividad o demanda de energía).

Al combinar mediante el primer componente principal dicho grupo de variables económicas, se obtiene un indicador con un buen desempeño en los tres criterios considerados. Así, el IMACO anticipa los movimientos del PIB con cinco meses de adelanto y una correlación del 93%, predice los puntos de quiebre del ciclo económico colombiano sin arrojar señales falsas y minimiza los errores de pronóstico sobre el crecimiento del PIB. Adicionalmente, su calidad predictiva es superior a la de otros indicadores y a la de distintos modelos alternativos, y, comparado con cada una de variables que lo conforman, elimina el ruido de las series individuales reduciendo de esta manera el riesgo de señales falsas.

Este trabajo se organiza de la siguiente manera. En la segunda sección se repasa brevemente la literatura. En la tercera se describen algunos aspectos que se tuvieron en cuenta a la hora de seleccionar la metodología utilizada para la estimación del IMACO. En la cuarta se presenta la metodología de estimación y sus principales alcances. En la quinta se analiza el desempeño predictivo del IMACO, junto con los resultados obtenidos desde que se implementó en la práctica (año 2008), y la última concluye. Los cuadros estadísticos con los resultados más relevantes son presentados al final del documento, junto con un anexo sobre la magnitud de las revisiones del PIB colombiano.

II. REVISIÓN DE LITERATURA

La construcción de indicadores de actividad económica cuenta

con una amplia tradición en la literatura académica. Probablemente los trabajos de Mitchell y Burns (1938) y Burns y Mitchell (1946) fueron los primeros en intentar caracterizar el ciclo económico de acuerdo con el comportamiento de un grupo de variables económicas diferentes al PIB. Sin embargo, fue a partir de la formalización econométrica de Stock y Watson (1989) que comenzaron a difundirse distintas técnicas para seleccionar y clasificar series líderes y coincidentes del PIB. En dichos trabajos, las series líderes eran empleadas no solamente para pronosticar puntualmente el crecimiento del PIB, sino también para anticipar los puntos de inflexión del ciclo económico o para indicar alertas tempranas de una fase recesiva.²

Varios bancos centrales y agencias económicas del mundo cuentan con indicadores líderes de actividad económica. Su seguimiento puede hacerse de manera desagregada, como en el caso del *Business Cycle Dating Committee*, del *National Bureau of Economic Research* (NBER),³ o combinando las variables consideradas líderes a través de un solo índice compuesto.⁴ En esta última categoría, algunos de los indicadores más conocidos son los de la Chicago FED y del *Centre for Economic Policy Research* (CEPR), que utilizan metodologías basadas en el análisis factorial.⁵ El CEPR, por ejemplo, cuenta con el EuroCOIN, que utiliza 150 series de distintos países de la zona del euro, y está basado en el modelo factorial dinámico propuesto en Forni *et*

² Para un resumen de las distintas metodologías con este tipo de indicadores, ver la exhaustiva exposición de Marcellino (2006).

³ La metodología del NBER analiza por separado variables como la producción industrial, las ventas al por menor en el comercio, el ingreso disponible y el empleo, entre otras. Al respecto, ver <http://www.nber.org/cycles.html> y Hall *et al.* (2003).

⁴ En la mayoría de los casos la construcción de índices compuestos es hecha a partir de algún modelo estadístico, que usualmente se basa en análisis de factores o modelos de Markov switching. Sin embargo, existen índices compuestos no basados en modelos, como los indicadores líderes del *Conference Board* que agregan las series seleccionadas utilizando ponderadores iguales. Respecto a estos últimos, ver, por ejemplo, *The Conference Board* (2001).

⁵ La Chicago FED dispone del CFNAI, un índice estimado a partir del primer componente principal de 85 series de actividad relevantes que sigue de cerca los lineamientos metodológicos de Stock y Watson (1999). Ver Federal Reserve Bank of Chicago (2001).

al. (2001) y Altissimo *et al.* (2001). Más recientemente, Camacho y Pérez-Quiroz (2008) diseñaron el EuroSting, un modelo de pronósticos de corto plazo en el cual a partir de los elementos comunes asociados al comportamiento de algunas variables de la zona del euro de distintas frecuencias se extrae, en tiempo real, un indicador latente del estado global de la economía.

Existen también experiencias en la construcción de sistemas regionales de indicadores líderes compuestos por parte de diversas agencias económicas. Tal vez los más representativos sean los de la *Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos* (OECD) y la Comisión Europea (CE). En el primero, se construyen indicadores líderes individuales para 29 de los 30 países miembros y seis países no miembros, y se evalúan varias series de actividad económica disponibles de acuerdo con su relevancia económica y comportamiento cíclico, teniendo en cuenta la importancia del PIB de cada país en 10 agregaciones regionales diferentes.⁶ En el segundo se emplean únicamente encuestas de confianza de empresarios y consumidores para construir un indicador de expectativas económicas para 25 naciones europeas.⁷

A nivel latinoamericano, se destacan los indicadores líderes construidos en los bancos centrales de Chile, Brasil, Perú, México, Argentina, Venezuela y Colombia. En el caso de Chile se han estimado varios indicadores líderes del IMACEC (un índice coincidente del ciclo económico, calculado a partir de la matriz insumo producto). Por ejemplo, Bravo y Franken (2001), calculan varios indicadores líderes en los que las series seleccionadas son calificadas dentro de un sistema subjetivo de puntajes, mientras que Firinguetti y Rubio (2003) emplean regresiones tipo *ridge* a partir de 16 variables de actividad económica relevantes. Más recientemente Pedersen (2009) utiliza la metodología de la OECD y divide las series consideradas en distintas agrupaciones para construir varios índices líderes del IMACEC y posteriormente agregarlos en un único indicador global.

⁶ Adicionalmente, se tienen en cuenta algunas consideraciones prácticas: pronta publicación y revisiones bajas.

⁷ Un resumen de dichas metodologías y de la evaluación de su desempeño se encuentra en Gallardo y Pedersen (2007a).

En Brasil, Ferreira *et al.* (2005) asimilan índices de difusión lineales y no lineales como indicadores líderes para predecir el comportamiento de la actividad económica. En un trabajo reciente Issler *et al.* (2009) diseñan un indicador líder compuesto seleccionando varias series de acuerdo a un puntaje que cuantifica su calidad para anticipar el estado de la economía, que a su vez es derivado de un modelo probabilístico sobre series coincidentes. En Perú, Escobal y Torres (2002) configuran un sistema de indicadores líderes de 14 variables que minimizan el error cuadrático medio de la predicción sobre el PIB, mientras que Ochoa y Lladó (2003) siguen la metodología de Bravo y Franken (2001) empleada en Chile.

En México, Everhart y Duval-Hernández (2001) construyen un indicador líder compuesto a partir de varias series eficientes en pronóstico y significativas económicamente, que intenta predecir el comportamiento de la producción industrial. Para Argentina y Venezuela, Jorrat (2001) y Reyes y Meléndez (2003) respectivamente construyen indicadores líderes siguiendo la metodología del NBER. También para Argentina, en un trabajo por publicar D'Amato *et al.* (2009) proponen un sistema de indicadores que utiliza la estrategia *nowcast* para predecir, donde se emplea la última información disponible, el nivel de actividad económica en cada momento de tiempo. Por otro lado, el único esfuerzo por un sistema regional de indicadores líderes compuestos para América Latina lo constituye el trabajo de Gallardo y Pedersen (2007b) auspiciado por la CEPAL, en el que se emplea la metodología de la OECD.

En el caso de Colombia, Maurer *et al.* (1996) fueron pioneros en la implementación de las metodologías tradicionales (NBER) para la estimación de indicadores líderes. En un proyecto conjunto Nieto y Melo (2001), Melo *et al.* (2002) y Melo, Nieto y Ramos (2003), propusieron una metodología para calcular un índice líder, basada en una modificación de la técnica de Stock y Watson (1992). Sin embargo, el costo computacional elevado, y el hecho que algunas de las variables seleccionadas tenían un rezago de publicación grande, impidieron que en la práctica el indicador fuese utilizado como herramienta para el seguimiento de la coyuntura. Más recientemente, Roza (2008) planteó otro indicador líder que utiliza

la técnica de pronósticos combinados propuesta por Stock y Watson (2004).

III. ASPECTOS METODOLÓGICOS PRELIMINARES

Durante el proceso de construcción del IMACO se ponderaron varios aspectos técnicos fundamentales. En primer lugar, era indispensable seleccionar una variable de referencia que representara de manera coincidente el ciclo económico, la cual debía ser anticipada por el IMACO. En segundo lugar, se hacía necesaria la identificación de las posibles variables que compondrían el indicador líder, así como la transformación adecuada de éstas para depurarlas de cualquier ruido estadístico distorsionante. Y en tercer lugar, era fundamental elegir una técnica estadística que sintetizara las variables seleccionadas para conformar un indicador compuesto, la cual debía ser simple y de bajo costo computacional para que el indicador fuera útil en la práctica y pudiera ser replicado con relativa facilidad. A continuación se revisan dichos aspectos.

1. La variable de referencia

La mayoría de los indicadores líderes son evaluados de acuerdo con su capacidad de anticipo respecto al PIB cómo indicador coincidente del ciclo económico. En Colombia, el PIB se publica en forma trimestral, tres meses luego de cerrado el trimestre. Asimismo, está sujeto a revisiones significativas, cuyas magnitudes dependen de la cantidad de trimestres transcurridos luego de la primera publicación, así como de la tasa de crecimiento sobre la cual se evalúe la revisión. En el Anexo 1 se presenta un breve análisis sobre la magnitud y la importancia de dichas revisiones en las estadísticas de cuentas nacionales colombianas y su comparación con las de otros países en el mundo. Se encuentra que el crecimiento anual del PIB, tiene una revisión absoluta en promedio de 0.2 puntos porcentuales (pp) un trimestre adelante, 0.5 pp un año adelante y de 0.8 pp dos años adelante. Por otro lado, es posible observar que el crecimiento anual acumulado cuatro trimestres es la medida de variación anual del PIB que en promedio menos se revisa (0.1 pp un trimestre adelante, 0.3 pp

un año adelante y 0.5 pp dos años adelante momento a partir del cual no se modifica más).

Así las cosas, una variable de referencia óptima debe tener una mayor frecuencia que el PIB, e idealmente, menores revisiones y rezago de publicación. Por eso, en la práctica, los índices líderes intentan capturar el comportamiento de una variable *proxy* del PIB de frecuencia mensual –como la producción industrial o la tasa de empleo⁸ o de un índice de actividad mensual coincidente que es estimado previa o paralelamente con el indicador líder (por ejemplo, índice coincidente del *Conference Board* o IMACEC del Banco Central de Chile, entre otros).

El uso de la producción industrial como variable de referencia en Colombia se enfrenta al inconveniente de las fuertes revisiones que puede tener este indicador (incluso de mayor magnitud relativa a las del PIB), así como al hecho de que la producción de la industria representa una proporción cada vez más pequeña de la actividad económica total. Asimismo, en Colombia no se cuenta con series lo suficientemente largas de tasas de empleo para el total nacional (solo es posible obtener tasas de ocupación urbanas) lo que, unido a la evidencia de que en muchas ocasiones las tasas de empleo es un indicador rezagado del ciclo económico, hacen inviable su utilización como variable de referencia.

Por otra parte, la estimación de un índice coincidente paralelo que sirviera como referencia del ciclo económico no se consideró dado el costo computacional que representaría hacerlo cada vez que se replicase la metodología del IMACO con cualquier otra variable macroeconómica o en otro país de la región. Así las cosas, en este trabajo se optó por mensualizar el PIB, mediante la utilización de un sencillo algoritmo de optimización que busca minimizar la varianza de la serie resultante (mensual) preservando los crecimientos de la serie original (trimestral).⁹ El PIB mensualizado como variable de referencia permite contar con estimaciones de los errores de

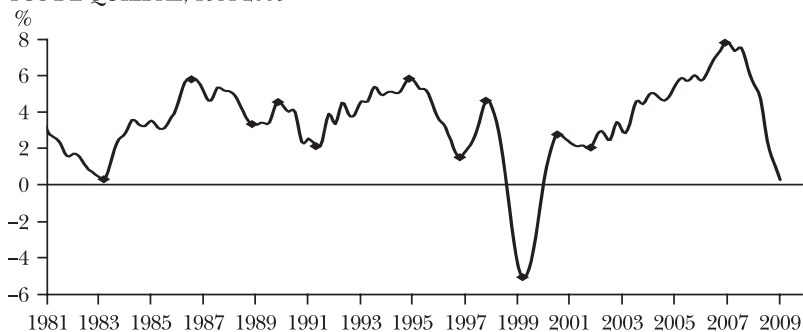
⁸ Por ejemplo, las tasas de empleo son utilizadas en el trabajo de Chin *et al.* (2000), mientras que en el de Everhart y Duval-Hernández (2001) se emplea la producción industrial.

⁹ La mensualización del PIB siguió la rutina DISTRIB.SRC del paquete RATS.

pronóstico del indicador líder relevantes –ya que se estiman sobre el crecimiento del PIB original–, criterio que será utilizado en la selección del indicador.

Ya que en Colombia no se ha llegado a un consenso generalizado acerca de la cronología exacta del ciclo del PIB,¹⁰ se optó por emplear el crecimiento anual del PIB mensualizado (el acumulado doce meses, ver Anexo 1) como variable de referencia, ya que tiene la ventaja de ser la medida que históricamente menos se revisa. Se realizó luego una inspección visual sobre dicha serie para identificar los puntos de quiebre del ciclo (gráfica I).¹¹

GRÁFICA I. CRECIMIENTO ANUAL ACUMULADO DOCE MESES DEL PIB Y PUNTOS DE QUIEBRE, 1981-2009



FUENTE: cálculos propios.

La cronología del ciclo resultante se coteja en el cuadro 1 con la del estudio de Arango *et al.* (2007), que posee la ventaja sobre otros estudios de utilizar la metodología de Bry y Boschan (1971) para el caso colombiano, la cual, empleada para Estados Unidos, logra ajustarse con relativo éxito a la cronología oficial del ciclo económico del NBER.¹² De la comparación

¹⁰ Por ejemplo, la cronología del ciclo económico colombiano difiere entre los trabajos de Arango *et al.* (2007), Melo *et al.* (1988) y Maurer y Uribe (1996).

¹¹ Mientras que los ciclos de negocios se definen como las puntos absolutos de giro de un conjunto de series de la actividad económica, los ciclos de crecimiento se determinan por los puntos de quiebre en las desviaciones sobre el componente permanente de dicho conjunto de indicadores. Para una discusión al respecto ver Zarnowitz y Ozylidirim (2006).

¹² Este hecho la ha llevado a ser empleada en numerosos trabajos de indicadores líderes para identificar los ciclos de la serie de referencia (por ejemplo, en el sistema regional de indicadores líderes de la OECD o en

se desprende que la cantidad de ciclos estimados es la misma y que a excepción del periodo 1985-1990, las fechas de los puntos de giro identificadas se asemejan a las encontradas por Arango *et al.* (2007). Dada la robustez con que dicho crecimiento del PIB logra reflejar la más probable cronología del ciclo económico colombiano y las menores revisiones que tiene después de ser publicado, se sigue empleando como variable de referencia en el resto del trabajo.

CUADRO 1. CRONOLOGÍA DE PUNTOS DE QUIEBRE

<i>Pico</i>	<i>Valle</i>	<i>Pico</i>
Ciclo de referencia IMACO		
Enero de 1987	Agosto de 1983	Enero de 1987
Abril de 1990	Mayo de 1989	Abril de 1990
Junio de 1995	Agosto de 1991	Junio de 1995
Marzo de 1998	Enero de 1997	Marzo de 1998
Octubre de 2000	Julio de 1999	Octubre de 2000
Mayo de 2007	Febrero de 2002	Mayo de 2007
	NA	
Ciclo según Arango <i>et al.</i> (2007)		
Junio de 1988	Marzo de 1983	Junio de 1988
Abril de 1990	Noviembre de 1988	Abril de 1990
Octubre de 1995	Marzo de 1991	Octubre de 1995
Marzo de 1998	Noviembre de 1996	Marzo de 1998
Agosto de 2000	Mayo de 1999	Agosto de 2000
	Marzo de 2002	NA
Discrepancia^a		
	+5	+7
+7	+6	0
0	+3	-4
-4	+2	0
0	+2	+2
+2	-1	NA
NA	NA	

FUENTES: Arango *et al.* (2007) y cálculos propios.

^a Indica la distancia en números de meses entre la cronología utilizada para el IMACO y la de Arango *et al.* (2007).

2. La base de datos

Se construyó una base de datos con alrededor de 170 series que tienen algún grado de asociación con la actividad

_____ (Pedersen, 2009; y Gallardo y Pedersen, 2007; para el caso latinoamericano).

económica. *Grosso modo*, en dicha base de datos se encuentran series de agregados monetarios; balanza de pagos (inversión extranjera directa, remesas, reservas, términos de intercambio, crecimiento de socios comerciales); sector de la construcción (cemento, licencias de construcción); demanda de energía (electricidad, gasolina, petróleo); encuestas de expectativas del banco central (crecimiento, inflación, tasa de cambio, liquidez, disponibilidad de crédito); encuestas de expectativas empresariales y de los consumidores, a los industriales y al comercio (confianza, clima, producción, ventas, pedidos, inventarios, utilización de la capacidad instalada, etc.); índices de la industria y el comercio (producción, productividad, empleo, salarios, costo laboral unitario); comercio internacional (exportaciones e importaciones); financieras (tasas de interés, créditos, desembolsos, rentabilidad de la bolsa, TES, EMBI, curva de rendimientos, Libor); fiscales (ingresos y gastos); precios (IPC, IPP); laborales (tasas de ocupación y desempleo); servicios (carga, entrada de pasajeros) y externas (producción industrial estadounidense y venezolana, inflación externa), entre otras.

De ellas, se consideraron las series con periodicidad mensual que se encontraban disponibles desde 1990 (un total de 117 series), las cuales se presentan junto al acrónimo que las identifica en el cuadro A3 al final del documento.¹³ Ya que las series seleccionadas se encontraban expresadas en distintas unidades (índices, porcentajes, o balances de respuestas como en el caso de las encuestas de expectativas) y tenían diferentes tipos de estacionalidad y órdenes de integración, fueron sometidas a varias transformaciones con el objetivo de homogeneizarlas y depurarlas de cualquier ruido estadístico distorsionante. Para esto, se siguió la metodología estándar de Stock y Watson (1989), la cual, en términos generales, consiste en aplicar las siguientes transformaciones a cada una de las series:

¹³ Cabe mencionar que la base de datos así conformada tiene un sesgo de selección hacia las variables de la industria, por su mayor disponibilidad histórica. Por ejemplo, variables como las preguntas en la encuestas de percepción de los consumidores, que actualmente proporcionan información muy útil, no se tuvieron en cuenta, dado que en Colombia su aplicación es relativamente reciente (desde 2001).

- Se deflactan las series nominales (por IPC, IPP o inflación externa, según el caso).
- En caso de detectarse datos atípicos (*outliers*), se extraen y se interpola el dato faltante con los registros precedente y siguiente.¹⁴
- Se aplica el logaritmo natural a todas las series, a excepción de aquellas dadas en porcentajes o balances de respuestas, o cuyo rango de datos incluye valores negativos.
- Se desestacionalizan las series que lo requieren, teniendo en cuenta los días hábiles del calendario colombiano.¹⁵
- Se toma la primera diferencia de las series con evidencia de raíz unitaria (que se detectó mediante pruebas DFA).
- Se extrae la tendencia lineal en aquellas series con presencia de componente determinístico.

Las transformaciones aplicadas a cada una de las series se resumen también en el cuadro A3. Los detalles de dichas transformaciones están disponibles por pedido a los autores.

3. El modelo estadístico

La estimación de un único índice líder hacía necesaria la elección de una técnica estadística que sintetizara el conjunto de información disponible en un solo indicador compuesto. Tradicionalmente, los métodos utilizados emplean análisis de factores o modelos de *Markov switching*. En este trabajo se hace uso del primer método por tener un costo computacional más bajo y ser comúnmente empleado (por ejemplo, CFNAI de la ChicagoFED o EuroCOIN del CEPR).

Entre los distintos tipos de análisis de factores existentes, tal vez los más empleados son los basados en los métodos de componentes principales y de factores dinámicos. Ambos obtienen un componente inobservable que resume la información del conjunto de variables empleado. El primer método

¹⁴ La detección de *outliers* se realizó mediante el programa Demetra, una interfase creada por Eurostat que permite comparar los resultados de TRAMO/SEATS con los de X12-ARIMA. Al respecto ver Eurostat (2002).

¹⁵ Este procedimiento fue realizado en TSW (TRAMO/SEATS for Windows). Ver Caporello y Maravall, (2004).

es utilizado cuando no se cuenta con un modelo causal explícito, y simplemente se quiere reducir la dimensionalidad de un conjunto de datos. Si se define a:

$$(1) \quad X_T = [x_{1,t}, x_{2,t}, \dots, x_{n,t}]$$

como el subconjunto de n series seleccionado a partir de toda la información disponible en t , y a $Cov(X_t)$ su matriz de varianzas y covarianzas, los componentes principales hallan las combinaciones lineales de las columnas de X_T tal manera de maximizar el valor de los elementos de la diagonal de $Cov(X_t)$ –las varianzas de X_t sean máximos, lo que asegura recopilar la máxima cantidad de información posible en X_t . Este problema de optimización resulta ser idéntico a calcular los valores y vectores propios de $Cov(X_t)$, por lo que el i -ésimo componente principal de se puede definir como $z_{i,t} = c_i' X_t$ donde c_i es el i -ésimo vector propio de norma unitaria de $Cov(X_t)$. Así, cada componente principal extrae de los datos la máxima varianza posible que no ha sido captada por el anterior, resumiendo de esa manera los comovimientos de las series consideradas.

De otro lado, aunque el método de factores dinámicos (propuesto inicialmente por Stock y Watson (1990)), también se emplea para reducir la dimensionalidad de un conjunto de datos, cuenta con un mayor respaldo teórico que el de componentes principales. Éste supone que cada variable $x_{i,t}$ del subconjunto X_t es la suma de un factor común no observado o estado de la economía, denotado C_t , y de un elemento idiosincrásico propio, denotado $v_{i,t}$, en donde C_T y $v_{i,t}$ siguen procesos estocásticos independientes. La anterior representación puede ser esquematizada de la forma:

$$(2) \quad x_{i,t} = \gamma_i C_t + v_{i,t}$$

$$(3) \quad C_t = \phi_1 C_{t-1} + \phi_2 C_{t-2} + \dots + \phi_p C_{t-p} + \eta_t \quad \eta_t \sim iid(0, \sigma_\eta^2)$$

$$(4) \quad v_{i,t} = \psi_1 v_{i,t-1} + \psi_2 v_{i,t-2} + \dots + \psi_p v_{i,t-p} + \xi_t \quad \xi_t \sim iid(0, \sigma_\xi^2)$$

Al estimar el modelo de las ecuaciones (2)-(4), se concibe como el índice compuesto, el cual logra capturar los comovimientos de las series.¹⁶

¹⁶ Este sistema estará plenamente identificado suponiendo que σ_η^2 es uno.

Recientemente Kapetianos y Marcellino (2003) han demostrado que el hecho de utilizar factores dinámicos en paneles de grandes dimensiones parece no mejorar, en términos de la relación beneficio marginal (calidad del indicador) versus costo marginal (tiempo de procesamiento computacional), de manera significativa las estimaciones hechas con factores estáticos (componentes principales). Dado que uno de los objetivos principales de este trabajo es contar con un indicador que en la práctica priorice la simplicidad y el ahorro de tiempo de cómputo, se elige la técnica de componentes principales sobre la de factores dinámicos.

Utilizar componentes principales, que no posee sustento teórico, conlleva diseñar una búsqueda heurística de series que se aproxime a seleccionar aquellas que sean esenciales para replicar el proceso generador de datos de la variable de referencia, series que *a priori* son desconocidas. En esta intuición se basa la selección de las series que conforman al IMACO, que se describe a continuación.

IV. ESTIMACIÓN DEL IMACO

En este trabajo se presenta un algoritmo de búsqueda heurístico que selecciona un conjunto reducido de series para que su primer componente principal posea las siguientes tres propiedades:

- *Mayor correlación adelantada*: maximice la correlación adelantada con la variable de referencia, procurando que ésta sea lo más anticipada posible.
- *Capacidad de anticipación de quiebres*: anticipe los puntos de quiebre del ciclo económico de la variable de referencia, con el menor número de señales falsas.
- *Menor error de pronóstico*: minimice el error de pronóstico sobre la variable de referencia a diferentes horizontes temporales, cuando se utilice con los rezagos de ésta en un modelo autorregresivos uniecuacional bivariado.

Las dos primeras engloban lo que Marcellino (2006), basado en el sistema de criterios de Moore y Shiskin (1967), Boehm (2001) y Phillips (2003), denomina como *consistencia*

temporal como indicador líder, mientras que la tercera hace referencia a la denominada *conformidad con el ciclo económico*.¹⁷ Todas las series que conforman la base de datos construida cumplen *a priori* con otros criterios deseables, como el de *relevancia económica* (existe un argumento económico en la selección de las series candidatas a constituirse en indicadores) y *calidad estadística* (las series son recolectadas y procesadas con una metodología estadística rigurosa, que permite el seguimiento a la variable de una manera confiable). Adicionalmente, el algoritmo de búsqueda priorizará aquellas series mensuales que cumplan la propiedad de *disponibilidad*, esto es, las que tengan un pequeño rezago de publicación, se mantengan sobre una base regular y no sufran demasiadas revisiones.

El uso de un algoritmo para seleccionar un grupo reducido de series ha encontrado en los últimos años una justificación teórica. Aunque algunos indicadores líderes son estimados a partir de todas las series disponibles (con la idea de que entre más información se utilice mejor será el estimador) recientemente Boivin y Ng (2006) han confirmado que la calidad del estimador se afecta al utilizar series con poca información y muchas señales falsas. Debido a esto, numerosos trabajos sugieren procedimientos para seleccionar solo un pequeño grupo de variables para conformar el indicador. En muchos casos, se utiliza un sistema subjetivo de puntajes con base en características deseables de las series, para clasificarlas como líderes, coincidentes o rezagadas, y a partir de las series catalogadas como líderes, construir un indicador agregado.

En dicha idea se basa el algoritmo de búsqueda que selecciona las series que conforman el IMACO. En primera instancia se evaluó la eficiencia de cada una de las variables transformadas de acuerdo con los criterios mencionados, en el periodo entre enero de 1990 a marzo del 2008. Los cuadros A4, A5 y A6 al final del documento muestran las distintas ordenaciones de las series de acuerdo con sus desempeños en cada una de las pautas escogidas. El cuadro A4 ordena las

¹⁷ Para Marcellino (2006) la *consistencia temporal como indicador líder* se refiere a la capacidad del indicador líder de anticipar sistemáticamente los picos y valles del ciclo económico, procurando que sea con un liderazgo constante en el tiempo, mientras que la *conformidad con el ciclo económico* se refiere a la posibilidad de que el indicador tenga propiedades óptimas de pronóstico a lo largo de todo el ciclo económico.

series siguiendo la magnitud de la máxima correlación adelantada, y señala para cada serie el signo de dicha correlación (que determina si la serie es acíclica, contracíclica o procíclica) y cuántos meses se adelanta al crecimiento del PIB de referencia. Las correlaciones se evaluaron tanto para las series originales transformadas como para sus promedios móviles de orden doce, los cuales elevaban sustancialmente el valor de la correlación. Se evidencia que las series con mayor correlación adelantada con la variable de referencia (crecimiento acumulado doce meses del PIB mensualizado) resultan en su mayoría ser las provenientes de las encuestas de opinión empresarial (sectores industrial y comercial) en particular las de demanda esperada, ventas del comercio, pedidos de la industria y expectativas. Adicionalmente, series como la tasa de interés interbancaria y la producción de bienes de capital también figuran en la parte superior de dicha ordenación.

El cuadro A5 organiza las series de acuerdo con un estadístico que analiza la cantidad de veces que el promedio móvil de orden doce de cada una captura los puntos de quiebre de la variable de referencia, y penaliza de acuerdo al número de señales falsas exhibidas.¹⁸ En caso de empate entre dos o más series, el criterio ordenador pasó a ser el máximo adelanto promedio en el que las series anticipaban dichos quiebres. Se puede observar que además de aparecer nuevamente algunas de las preguntas de opinión empresarial (percepción de la situación económica actual y ventas del comercio) encabezando dicho listado, figuran series como los términos de intercambio, índices de empleo y la productividad por hora trabajada.

El cuadro A6 dispone las series siguiendo los estadísticos U de Theil¹⁹ obtenidos por modelos uniecuacionales de

¹⁸ Esto es, cuando las series anunciaban un quiebre en el ciclo que al final en el PIB no se evidenció.

¹⁹ El estadístico U de Theil calcula los errores cuadráticos de cada pronóstico y los compara con los de los pronósticos *ingenuos* (la misma observación del periodo anterior). Denotando el PIB en el momento t como y_t y su pronóstico como f_t , la expresión del estadístico para $t = 1, \dots, T$ viene dada por:

$$Theil = \frac{\sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^{T-1} \left(\frac{f_{t+1} - y_{t+1}}{y_T} \right)^2}}{\sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^{T-1} \left(\frac{y_{t+1} - y_t}{y_t} \right)^2}}$$

pronóstico de la variable de referencia, construidos a partir de rezagos de ella misma y de los de cada serie considerada. Esto es, para cada serie se estimó el modelo de regresión:

$$(5) \quad y_t = \alpha + \beta(L)y_{t-1} + \gamma(L)x_{i,t-1} + \mu_t$$

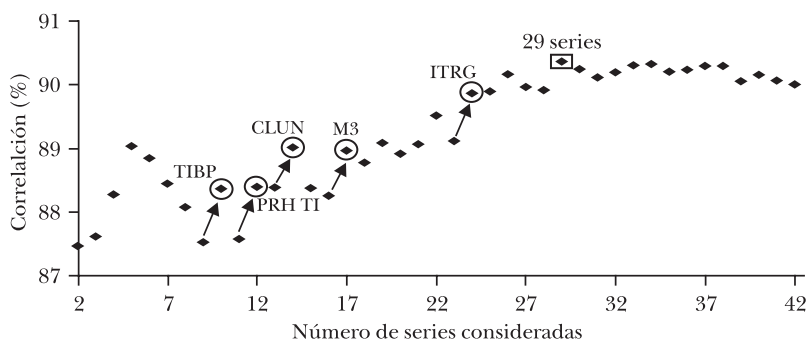
donde y_t es la primera diferencia de la variable de referencia y $\beta(L)$ $\gamma(L)$ son polinomios de rezagos cuyos órdenes se determinaron de acuerdo al algoritmo de estimación *stepwise* con orden máximo doce.²⁰ Los errores de pronóstico de los modelos de cada serie se obtuvieron a partir de un ejercicio tipo *rolling*, en el que se calculaban los pronósticos fuera de muestra reestimando los parámetros y el orden de los dos polinomios de rezago de los posibles modelos cada dos años. Dichos errores se calcularon únicamente para el último mes de cada trimestre con el fin de que los pronósticos se cotejaran únicamente con el dato del PIB efectivamente publicado y no con los datos que se generaron en su mensualización. Se evidencia que las series con mayor capacidad de pronóstico individual resultaron ser nuevamente algunas de las preguntas de opinión empresarial (pedidos de la industria, percepción de la situación económica actual), los gastos del gobierno, los depósitos en cuentas de ahorros, la cartera total neta y varias tasas de interés.

Ordenadas las series de acuerdo con estos tres criterios, se elaboró un único ranking según un puntaje que promediaba aritméticamente los puestos de éstas en cada criterio considerado, similar al propuesto por Silver (1991) y Bravo y Franken (2001 (cuadro A7, al final del documento). Así, entre menor fuera el puntaje asignado a una serie, ésta en promedio se ubicaba en los puestos más altos de cada criterio. Dichos autores sugieren elegir un determinado número de series entre las que encabecen esta ordenación para conformar el índice compuesto, pero no solucionan el problema de encontrar el

²⁰ El algoritmo de estimación *stepwise*, parte del modelo de regresión más simple posible (que considera como variable exógena la que está más correlacionada con la endógena entre un universo de variables dado) y añade nuevas variables explicativas (elegidas de acuerdo con los valores de sus estadísticos t , con cómo logran incrementar el R cuadrado y con la magnitud de sus correlaciones parciales), cotejando en cada paso si alguna de las variables que ya están presentes en el modelo puede ser eliminada (en términos de los mismos criterios mencionados).

número óptimo de series por incluir en el indicador. Para hacerlo, se agrupó en un número ascendente de series las mejor ubicadas en ésta ordenación y se calculó para cada grupo su primer componente principal. Cada uno de ellos se cotejó en términos de los tres criterios establecidos. Por ejemplo, la gráfica II muestra, para el primer criterio de selección, cómo evoluciona la correlación de cada primer componente principal a medida que aumenta el número de series que se incluyen en su cálculo.

GRÁFICA II. CORRELACIÓN ADELANTADA MÁXIMA DEL PRIMER COMPONENTE PRINCIPAL DE CADA SUBGRUPO DE SERIES, 2000-2007



FUENTE: cálculos propios.

Dos aspectos cabe resaltar de la gráfica II. En primer lugar, aunque el componente principal con la mayor correlación adelantada está conformado por un número robusto de series (29, señalado en la gráfica), no resulta óptimo adicionar más variables al indicador, pues a partir de este grupo incluir nuevas series no mejora las correlaciones de los componentes principales evaluados con la variable de referencia. Lo anterior corrobora la tesis de Boivin y Ng, sobre la conveniencia de depurar la información disponible de alguna manera, seleccionando sólo un subconjunto óptimo entre esta. En segundo lugar, la gráfica no se comporta de manera monótona en un rango considerable de número de series. Por lo tanto, a pesar de que cada grupo sucesivo tiene un número creciente de variables de acuerdo con un criterio ordenador, el orden en el que se incluyen no necesariamente implica que una serie adicional aumente o disminuya la correlación del primer componente principal respecto a las inmediatamente antes consideradas. Existen grupos en los que al adicionarles una

nueva variable el componente principal resultante eleva su correlación notoriamente –por ejemplo, al incluir series como la tasa de interés interbancaria (TIBP), la productividad por hora trabajada (PRHTI), el costo laboral unitario (CLU), M3 o los ingresos tributarios del gobierno (ITRG), casos señalados con las flechas–, mientras que en otros casos se empeora el desempeño del indicador. Estos dos resultados también se verificaron si se utiliza únicamente la ordenación de las series dada por el criterio de correlaciones (lo que es relevante al ser éste el criterio con el que se están deduciendo dichas conclusiones) y además, se evaluó de la misma manera estos grupos mediante la utilización de los otros criterios considerados.

El segundo hallazgo implica que la inclusión de alguna de las variables de peor desempeño individual puede mejorar de manera significativa el indicador compuesto, al aportar información relevante que no había sido capturada por el conjunto de información antes considerado. Por ende, se vuelve necesario el diseño de un algoritmo alternativo para la selección de las variables óptimas que no solo tenga en cuenta el primer componente principal de las series con mejor desempeño individual, sino que adicionalmente considere, de entre un número determinado de series relevantes, la posibilidad de computar los primeros componentes principales de todas las combinaciones potenciales entre estas, y evaluarlos en términos de los criterios utilizados. Esta resulta ser la esencia del nuevo procedimiento de búsqueda que en este trabajo se plantea.

El algoritmo propuesto utilizó los criterios arriba mencionados de una manera recursiva. En primer lugar, se seleccionó un número k de series con la más alta correlación adelantada con el crecimiento acumulado cuatro trimestres del PIB, para asegurar que cualquiera que sea la combinación elegida entre ellas, su primer componente principal también tuviese una alta correlación (en el IMACO que acá se presenta, k es 18). A continuación se agruparon las k series consideradas en todos los grupos posibles de dos, tres hasta k series. En total se evaluaron más de 250,000 grupos distintos de series.²¹

²¹ La cantidad de agrupaciones distintas de series vendría dado por:

Seguidamente, se computó el primer componente principal de cada grupo conformado y se evaluó su máxima correlación adelantada con el crecimiento acumulado cuatro trimestres del PIB. Se ordenaron dichos componentes de acuerdo con ese criterio, y se seleccionó un número suficiente de éstos entre los mejores de dicha ordenación (en la construcción del IMACO se tuvieron en cuenta los primeros 25). Las series que conforman los componentes seleccionados son presentadas en el cuadro A8 al final del documento, mientras que en el cuadro A9 se muestra la máxima correlación adelantada del componente principal de cada grupo conformado.

En una segunda etapa, se eligió entre el subconjunto de 25 componentes principales considerados aquel que minimizara los errores promedio de pronóstico para un horizonte de tiempo dado, de acuerdo a los estadísticos U de Theil arrojados por los modelos de pronóstico de la forma funcional (5).²² En el cuadro A11 al final del documento se presentan los componentes ordenados según dichos estadísticos para distintos horizontes de pronóstico. Finalmente, se verificó que el componente principal elegido tuviese un puntaje máximo en el criterio de puntos de quiebre (esto es, que anticipara todos los puntos de quiebre del ciclo sin proporcionar señales falsas). Así las cosas, el IMACO resulta ser uno de los componentes principales con mayor correlación adelantada, que, asegurando que ha anticipado todos los puntos de quiebre del ciclo económico sin arrojar señales falsas, minimiza los errores promedio de pronóstico sobre el crecimiento acumulado cuatro trimestres del PIB.

$$\sum_{i=2}^k \frac{k!}{(k-i)!i!}$$

Con k igual a 18, en el IMACO se evaluaron 262.125 grupos distintos de series. Cabe decir que se realizaron ejercicios de sensibilidad extrayendo algunas de las 18 series e introduciendo otras, y las series seleccionadas no fueron modificadas.

²² Se debe resaltar que emplear el PIB mensual, que conlleva concebir dos datos adicionales cada trimestre mediante un algoritmo de interpolación de los datos trimestrales, no afectó la estimación de los errores de pronóstico de los modelos utilizados, pues éstos se calcularon únicamente para los últimos meses de cada trimestre del PIB, cuyo crecimiento acumulado cuatro trimestres corresponde al efectivamente publicado por las estadísticas oficiales.

Del cuadro A11 se desprende que ninguno de los componentes principales calculados exhibe siempre el menor estadístico U de Theil para todos los horizontes de pronóstico considerados, por lo que la elección de las series que conforman al IMACO puede variar dependiendo del horizonte de pronóstico relevante. Ordenando las series de acuerdo a los valores de los estadísticos U de Theil para entre tres a nueve meses, horizonte de tiempo de corto plazo, el IMACO sería el catorceavo primer componente principal en la ordenación de éstos de acuerdo al criterio de correlación. En cambio, si se ordenan siguiendo las magnitudes de dichos estadísticos para entre nueve a 24 meses, horizonte denominado como mediano plazo, el IMACO sería el dieciseisavo componente principal (ver cuadro A11).

Al ordenar los grupos de series de acuerdo a los valores de los estadísticos U de Theil para pronósticos a mediano plazo (periodo en el que usualmente la incertidumbre es muy elevada), las siete series que conforman el IMACO son: la pregunta de pedidos de la industria en comparación con el mes anterior (fuente Fedesarrollo), la pregunta de ventas del comercio en unidades en comparación con el mes anterior (fuente Fedesarrollo), el índice de producción industrial de bienes de capital (fuente DANE), la productividad por hora trabajada en la industria (cálculos propios con base en datos del DANE), la tasa de interés interbancaria real (fuente Banco de la República), el crecimiento de la demanda de energía (fuente XM) y el crecimiento real de M3 (fuente Banco de la República).

Resulta interesante el hecho de que la tasa de interés interbancaria real haya sido seleccionada, pues pone en evidencia el importante papel de la política monetaria en la estabilización de la economía, así como los rezagos existentes en la transmisión de la misma. De otro lado, al encontrarse dos preguntas de las Encuestas de Opinión Empresarial entre las series seleccionadas se pone de manifiesto la importancia de seguir las encuestas de percepción y expectativas de los empresarios, esfuerzo que en muchos países de la región se ha venido dando en los últimos años.²³ Adicionalmente, se hace evidente la ganancia predictiva de las variables que se ajustan

²³ Al respecto, ver Gallardo y Pedersen (2007a).

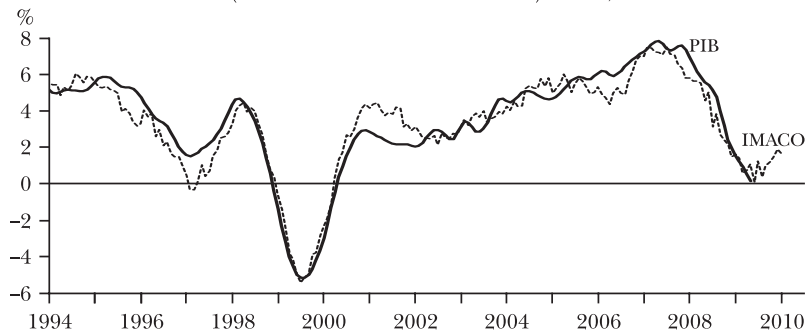
de manera rápida a cambios en el nivel de actividad, como la productividad por hora trabajada y la demanda de energía. La utilidad de las horas trabajadas como indicador líder ya había sido recalcada por la OECD (2001). Por último, se debe recalcar que aunque la base de datos contiene varias series relacionadas con el sector externo (varias agregaciones de exportaciones e importaciones, términos de intercambio, precio del café y del petróleo, producción industrial de los Estados Unidos, tasas LIBOR a tres y seis meses entre otras) ninguna resultó seleccionada con la metodología propuesta. Esto bien podría deberse a la muestra elegida o que las variables seleccionadas pueden estar recogiendo de alguna manera la información extra aportada por la coyuntura internacional.

V. DESEMPEÑO PREDICTIVO

Así conformado, el IMACO tiene una correlación adelantada cinco meses del 93% con respecto al crecimiento acumulado cuatro trimestres del PIB, mientras que su promedio de errores de pronóstico con respecto a dicho crecimiento del PIB es de 52 pb para ese horizonte de pronóstico. Por otro lado, las series que lo conforman tienen un rezago de publicación promedio de un mes, mucho menor que el del PIB (tres meses). Su capacidad de liderazgo respecto al crecimiento de referencia se aprecia en la gráfica III.

En términos de los estadísticos U de Theil de otros modelos

GRÁFICO III. IMACO (LÍDER CINCO MESES DEL PIB) Y PIB^a, 1994-2010



FUENTE: cálculos propios.

^a Se muestra su crecimiento anual acumulado doce meses.

de pronóstico de la forma funcional (5) evaluados, el IMACO exhibe un mejor desempeño que las siguientes alternativas:²⁴

- A cualquiera de las series tomada individualmente (cuadro A6).
- Al primer componente principal de todas las series consideradas en la base de datos, variable denominada *TODAS*. De esta manera se confirma que es ideal depurar de alguna manera la información disponible.
- Al promedio simple de las siete variables que conforman el IMACO, denotada *PROMEDIO7*. Esto justifica el uso del método de componentes principales para la ponderación de las series.
- Al primer componente principal que arroja el menor error de pronóstico entre los distintos grupos de series conformados por las que encabezan el ranking ponderado por cada criterio (cuadro A7), variable denotada *MEJORES_SERIES*. Así, se justifica el empleo del algoritmo de búsqueda de series entre las que no se encuentran mejor ubicadas en el ranking.

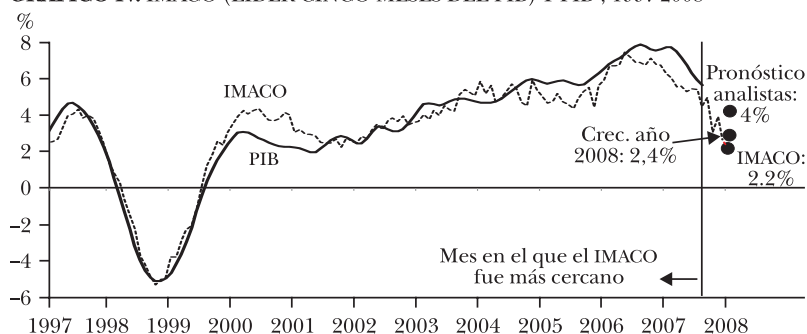
Igualmente, de acuerdo a los estadísticos U de Theil arrojados, el modelo de la forma funcional (5) que utiliza el IMACO para efectuar pronósticos supera los siguientes modelos alternativos de pronóstico (ver cuadro A10):

- Una caminata aleatoria, modelo denotado *UTHEIL*.
- Un modelo autorregresivo del PIB sin variables exógenas, modelo denominado *AUTOREG*.
- Utilizar como pronóstico para todos los horizontes el promedio histórico de crecimiento del PIB, modelo denominado *HISTORICO*.
- Promediar los pronósticos obtenidos con cada una de las series que conforman el IMACO, modelo denominado *PROM7IMACO*, lo que justifica el realizar el pronóstico sobre el primer componente principal de las series.

²⁴ Los cuadros 4 y 8 al final del documento comparan los estadísticos U de Theil calculados para el modelo que utiliza el IMACO con los de los demás procedimientos alternativos mencionados.

El IMACO, en su corta implementación en el Banco Central, ha mostrado un muy buen desempeño predictivo. El modelo pronosticó la marcada desaceleración de la economía colombiana hacia fines del 2008 (asociada a la crisis financiera global) con varios meses de anticipación. Asimismo, ha generado predicciones mucho más precisas que las efectuadas en su momento por los analistas, tanto locales como extranjeros. Por ejemplo, a inicios de septiembre del 2008, cuando solo se disponían de datos de actividad económica hasta julio de dicho año y aún no se conocía el dato del PIB del segundo trimestre de 2008, se estimó un IMACO que pronosticaba el estado de la economía a diciembre de dicho año. La gráfica IV exhibe el desempeño del IMACO para dicho periodo junto al crecimiento acumulado cuatro trimestres del PIB observado hasta ese momento, y señala además lo que sugeriría el IMACO para el crecimiento de 2008. Como se observa en el gráfico, la estimación del IMACO fue más cercana a lo que efectivamente creció la economía colombiana en dicho año (2.4%) que lo pronosticado en ese entonces por los otros analistas (pronósticos señalados en la gráfica IV).

GRÁFICO IV. IMACO (LÍDER CINCO MESES DEL PIB)^a Y PIB^a, 1997-2008



FUENTE: cálculos propios.

^a Se muestra su crecimiento anual acumulado doce meses.

VI. CONCLUSIONES

En este trabajo se describió la construcción de un indicador mensual líder de la actividad en Colombia, denominado IMACO. Se planteó un algoritmo de búsqueda heurístico para seleccionar un grupo óptimo de variables líderes de tal forma

que su primer componente principal exhibiera una alta correlación adelantada con el crecimiento anual acumulado doce meses del PIB (que es el que menos se revisa en las estadísticas colombianas), que anticipara los puntos de quiebre del ciclo económico sin arrojar señales falsas, y que minimizara los errores pronóstico sobre dicho crecimiento. Los resultados señalan que el IMACO anticipa los movimientos del PIB con cinco meses de adelanto y una correlación del 93%, predice todos los puntos de quiebre del ciclo económico colombiano sin giros inexistentes, minimiza los errores de pronóstico sobre el crecimiento del PIB utilizado como referencia y exhibe una calidad predictiva superior a la de otros indicadores y a la de distintos modelos alternativos. La estimación del IMACO no es compleja y se efectúa con un bajo costo computacional, lo que le permite ser actualizado con facilidad y lo hace atractivo para ser replicado en otros bancos centrales, por ejemplo.

Existen varios aspectos que potencialmente podrían hacer más robusta la estimación del indicador. Utilizar en este documento únicamente las series disponibles desde 1990, las 18 mejores series en el algoritmo de búsqueda (más las que se emplearon en los ejercicios de sensibilidad de la selección) y los 25 mejores componentes principales para evaluar los errores de pronóstico, son consideraciones que respondieron más a restricciones de disponibilidad de la información y de tratamiento computacional de las series. La metodología se puede replicar aumentando el número de series en cualquiera de los anteriores pasos, aunque el algoritmo resultante podría ser más costoso en tiempo computacional.

Adicionalmente, los modelos de pronóstico evaluados se limitaron únicamente a considerar esquemas uniecuacionales de la forma funcional (5). Se puede proponer una gama más amplia de modelos de pronóstico, con los cuales se podrían reducir los errores de pronóstico utilizando las series seleccionadas por la metodología del IMACO. Las distintas posibilidades incluyen esquemas multiecuacionales VAR y VEC, filtros de Kalman, modelos de Markov switching, redes neuronales o métodos no paramétricos, entre otros.

De cualquier manera, la capacidad predictiva del IMACO y su desempeño en la práctica le han permitido convertirse en una herramienta útil para el seguimiento de la coyuntura y el

manejo de la política económica en Colombia desde su introducción en el primer semestre del 2008. Adicionalmente, la metodología propuesta puede ser utilizada en la construcción de un índice líder para cualquier otra variable macroeconómica de actividad agregada (por ejemplo, en el momento en que se escribe este documento se cuenta con un IMACO para el índice de producción industrial con resultados igualmente satisfactorios), y eventualmente se podría replicar con relativa facilidad en otros países de la región.

Anexo 1

Las revisiones del PIB en Colombia²⁵

Generalmente, la elaboración y gestión de la política económica se conduce en un ambiente de incertidumbre que puede condicionar la toma de decisiones. Dicha incertidumbre puede provenir de distintas fuentes: del desconocimiento de la verdadera estructura de la economía, de posibles errores en las estimaciones paramétricas de los modelos, de la presencia de variables inobservables (por ejemplo, expectativas, brecha del producto, etc.) y de la calidad de la información estadística disponible, entre otras (ver BIS, 2000). Adicionalmente, como es de conocimiento de los economistas aplicados, cuando las agencias estadísticas anuncian el más reciente dato de cualquier serie macroeconómica también suelen revisar los datos anteriormente publicados, lo que puede modificar los análisis efectuados, introduciendo así una nueva fuente de incertidumbre.

Las revisiones en las series estadísticas no significan de ninguna manera que la información suministrada y el método con que se procesa sea poco confiable. De hecho, éstas se efectúan con el propósito de mejorar la calidad de la información, buscando, entre otras cosas, incorporar mejores fuentes de datos, mejorar las rutinas de procesamiento de información, introducir nuevas metodologías siguiendo nuevos

²⁵ Una versión resumida de este anexo se encuentra en Pulido (2008). Asimismo, este anexo hace parte de un trabajo más detallado próximo a publicar.

estándares internacionales y corregir errores pasados. Por eso, en los últimos años se ha vuelto prioritario en muchos países seguir cierta *política de revisiones*, que delinee las buenas prácticas en dicha materia como parte de una administración transparente de las estadísticas oficiales (ver Carson *et al.*, 2004). El propósito de este anexo es estimar qué tan grandes son las revisiones en el PIB de Colombia y comparar su magnitud con las de otros países.

Existen varios criterios estadísticos para evaluar y comparar la magnitud de una revisión. En términos formales, una revisión (R_t) se define como la diferencia entre el último (U_t) y el primer (P_t) dato publicado para determinado periodo t , esto es:

$$R_t = U_t - P_t$$

A partir de esta definición, y contando con n observaciones, se puede tener una variada gama de estadísticos que miden la magnitud de la revisión:²⁶

$$\text{– Revisión media (RM)} = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n (U_t - P_t) = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n R_t .$$

$$\text{– Revisión absoluta media (RAM)} = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n |U_t - P_t| = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n |R_t| .$$

$$\text{– Raíz cuadrada de la revisión cuadrática media (RRCM)} = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{t=1}^n (U_t - P_t)^2} = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{t=1}^n R_t^2} .$$

$$\text{– Revisión absoluta media relativa (RAMR)} = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n \frac{|U_t - P_t|}{|U_t|} = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n \frac{|R_t|}{|U_t|} .$$

$$\text{– Raíz cuadrada de la revisión cuadrática media relativa (RRCMR)} = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{t=1}^n \frac{(U_t - P_t)^2}{|U_t|}} = \sum_{t=1}^n \frac{(R_t)^2}{U_t} .$$

²⁶ Estos estadísticos son comúnmente empleados para evaluar errores de pronóstico, en este contexto se utilizan para cuantificar la magnitud de las revisiones.

Se evaluaron las revisiones en las publicaciones trimestrales del PIB de Colombia con datos desde 2002 hasta 2007 desde el primer trimestre de 1994.²⁷ Para las estimaciones se consideraron distintas tasas de crecimiento de los niveles del PIB. En particular, para cada observación del PIB en un trimestre t , se examinaron cuatro tasas de crecimiento posibles:

– Crecimiento anual (CA): $\frac{X_t}{X_{t-4}} - 1$.

– Crecimiento trimestral anualizado (CTA): $\left(\frac{X_t}{X_{t-1}}\right)^4 - 1$.

– Crecimiento año corrido (CAC): $\frac{\sum_{i=0}^s X_{t-i}}{\sum_{i=0}^s X_{t-i-4}} - 1$, s corres-

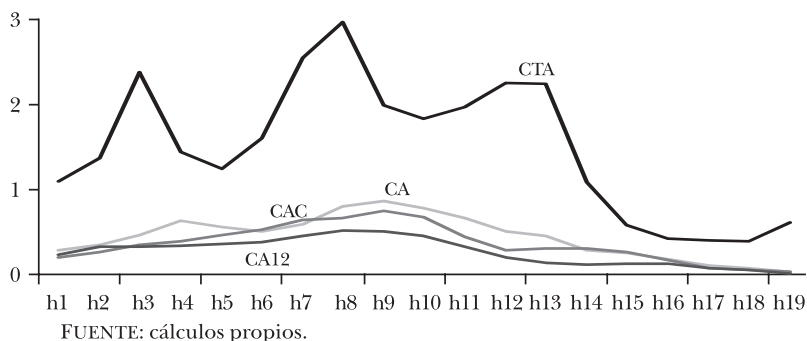
ponde al número del trimestre que ocupa X_t en el año.

– Crecimiento acumulado doce meses (CA12): $\frac{\sum_{i=0}^4 X_{t-i}}{\sum_{i=0}^4 X_{t-i-4}} - 1$.

Así, se obtienen 20 estadísticos diferentes según la tasa de crecimiento que se evalúe y del estadístico empleado. Por ejemplo, la gráfica A.I muestra la evolución de la RRCM para las cuatro tasas de crecimiento propuestas –recordar que como todas son tasas anuales, son perfectamente comparables entre sí–, la cual se mide mediante el promedio aritmético simple de la cantidad de revisiones h trimestres adelante. Lo que se desprende de la gráfica es que, de acuerdo a sus RRCM, la tasa de crecimiento anual del PIB que se revisa en mayor medida es el CTA, mientras que la que tiene menores revisiones es el CA12. El cuadro A1 muestra las magnitudes de los estadísticos evaluados para varios horizontes temporales y señala las tasas de crecimiento que tienen la mayor y menor revisión. Se confirma que el anterior orden se mantiene tomando

²⁷ Esto deja de lado las revisiones efectuadas por cambios de base en el PIB de Colombia, pues en el periodo de estudio la base es la misma.

GRÁFICO A.I. RRCM PARA LAS DISTINTAS TASAS DE CRECIMIENTO ANUAL DEL PIB



cualquiera de los estadísticos. Esto indicaría que el CA12 es la tasa de crecimiento anual más confiable a la hora de contar con una medida de crecimiento económico que no fluctúe significativamente conforme aparezcan nuevas publicaciones.

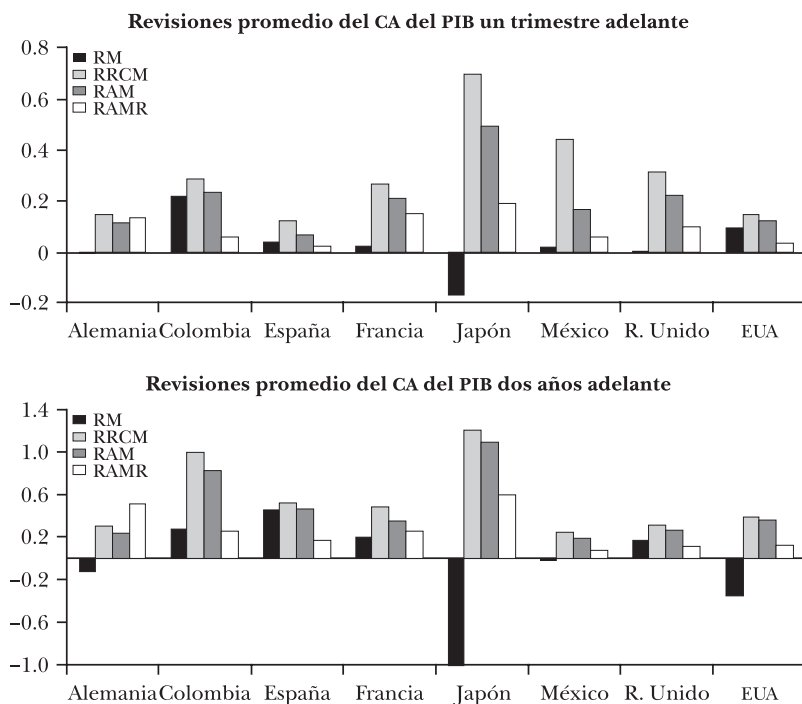
CUADRO A1. MAGNITUD DE LAS REVISIONES DE LOS CRECIMIENTOS DEL PIB

Serie	Tipo de crecimiento	RM	RRCMR (%)			RAMR (%)
			RRCM	RAM	RAMR	
h = 1 (un trimestre adelante)						
PIB	Crecimiento anual (CA)	0.21	0.28	8	0.22	6
	Crecimiento trimestral anualizado (CTA)	0.80	1.09	94	0.91	15
	Crecimiento año corrido (CAC)	0.11	0.20	6	0.15	5
	Crecimiento acumulado doce meses (CA12)	0.03	0.23	7	0.15	5
h = 4 (un año adelante)						
PIB	Crecimiento anual (CA)	0.19	0.63	29	0.50	19
	Crecimiento trimestral anualizado (CTA)	0.79	1.44	179	1.25	42
	Crecimiento año corrido (CAC)	0.17	0.39	27	0.35	16
	Crecimiento acumulado doce meses (CA12)	0.13	0.34	11	0.31	10
h = 8 (dos años adelante)						
PIB	Crecimiento anual (CA)	0.27	0.79	30	0.83	31
	Crecimiento trimestral anualizado (CTA)	1.66	2.97	127	2.91	76
	Crecimiento año corrido (CAC)	0.59	0.66	27	0.68	28
	Crecimiento acumulado doce meses (CA12)	0.43	0.51	17	0.48	18

FUENTE: cálculos propios.

NOTAS: ■ Crecimiento que tiene la menor revisión según el estadístico considerado. ■ Crecimiento que tiene la mayor revisión según el estadístico considerado.

GRÁFICO A.II



FUENTE: cálculos propios, con base en *Main Economic Indicators Original Release Data and Revisions Database* (McKenzie, 2006).

Para dimensionar estas magnitudes se realizó una comparación con las revisiones de otras agencias estadísticas de las principales economías mundiales, utilizando la base de datos “*Main Economic Indicators Original Release Data and Revisions Database*” de la OECD y su programa para evaluar revisiones (McKenzie, 2006). Este programa permite hacer comparaciones entre revisiones a distintos horizontes temporales con estadísticos similares a los aquí estimados (a excepción de la RRCRM) pero solamente para los CA de las series. La gráfica A.II muestra, para el CA de la serie del PIB, la evaluación de los distintos estadísticos en los países seleccionados un trimestre y dos años adelante. El cuadro A2 registra las magnitudes de los estadísticos evaluados para varios horizontes temporales en cada uno de los países comparados, y señala que país tiene la mayor y menor revisión.²⁸ Lo que se observa es que las

²⁸ Los valores de los estadísticos para Colombia pueden diferir ligeramente

revisiones del PIB colombiano presentan magnitudes que se asemejan a las de las principales economías mundiales un trimestre adelante, pero, respecto al grupo de países comparados sin contar Japón, son levemente mayores cuando pasan dos años.

En conclusión, las revisiones del PIB son una fuente de incertidumbre para el diseño y gestión de la política económica,

CUADRO A2. MAGNITUD DE LAS REVISIONES DEL CRECIMIENTO ANUAL DEL PIB EN ALGUNOS PAÍSES

<i>Serie</i> (CA)	<i>País</i>	<i>RM</i>	<i>RRCM</i>	<i>RAM</i>	<i>RAMR (%)</i>
h = 1 (un trimestre adelante)					
PIB	Alemania	0.00	0.15	0.11	14
	Colombia	0.22	0.29	0.23	6
	España	0.44	0.12	0.07	2
	Francia	0.02	0.27	0.21	15
	Japón	-0.17	0.69	0.49	19
	México	0.02	0.44	0.17	6
	Reino Unido	0.01	0.31	0.22	10
	EUA	0.09	0.15	0.12	4
h = 4 (un año adelante)					
PIB	Alemania	-0.03	0.19	0.14	21
	Colombia	0.19	0.68	0.50	14
	España	0.17	0.25	0.18	7
	Francia	0.03	0.40	0.34	27
	Japón	-0.50	0.97	0.77	35
	México	-0.03	0.29	0.18	7
	Reino Unido	-0.02	0.27	0.20	9
	EUA	0.00	0.18	0.14	4
h = 8 (dos años adelante)					
PIB	Alemania	-0.12	0.30	0.24	51
	Colombia	0.27	1.00	0.83	25
	España	0.45	0.52	0.46	16
	Francia	0.20	0.48	0.35	26
	Japón	-1.04	1.21	1.09	59
	México	-0.02	0.24	0.19	7
	Reino Unido	0.17	0.31	0.27	11
	EUA	-0.35	0.39	0.35	12

FUENTE: cálculos propios con base en Main Economic Indicators Original Release Data and Revisions Database (McKenzie, 2006).

NOTAS: ■ país que hace la menor revisión según el estadístico considerado;
■ país que hace la mayor revisión según el estadístico considerado.

con respecto a los del cuadro A1, ya que en ésta se siguió el programa de evaluación de revisiones de la OECD al igual que con los demás países.

por lo que su cuantificación se hace necesaria a la hora de efectuar cualquier ejercicio de diagnóstico de coyuntura y pronóstico. En Colombia, se detecta que de los posibles crecimientos anuales del PIB que se pueden analizar el que menos se revisa es el crecimiento anual acumulado doce meses, y el que más lo hace es el crecimiento trimestral anualizado. Respecto a otros países, las revisiones en el PIB colombiano son relativamente similares después de un trimestre, pero levemente mayores en términos comparativos a medida que transcurre el tiempo.

CUADRO A3. DESCRIPCIÓN DE LAS SERIES MENSUALES

<i>Código</i>	<i>Serie</i>	<i>Transformación</i>	<i>Componente tendencial</i>
BASEM	Base monetaria	SLD	Determinístico
CBBAN	Crédito bruto concedido a bancos	SLD	Estocástico
CBCF	Crédito bruto concedido a corporaciones financieras	SLD	Estocástico
CBOI	Crédito bruto concedido a otros intermediarios	SLD	Estocástico
CBSP	Crédito bruto concedido al sector privado	SLD	Estocástico
CBTES	Crédito bruto concedido a la tesorería	SLD	Estocástico
CENER	Consumo de energía (cuatro ciudades)	SLD	Estocástico
CGASO	Consumo de gasolina	SLD	Determinístico
CINBO	Crecimiento de los índices de la bolsa		Estocástico
CLIMA	Indicador de clima económico (EOEI)	SD	Estocástico
CLUN	Costo laboral unitario con salarios nominales	SLD	Estocástico
CLUR	Costo laboral unitario con salarios reales	SLD	Estocástico
CNSF	Cartera neta del sistema financiero	SD	Estocástico
CNVA	Carga nacional por vía aérea	SLD	Estocástico
CONFI	Indicador de confianza (EOEI)	S	Estocástico
DENER	Demanda de energía eléctrica	SLD	Determinístico
DEPCA	Depósitos en cuentas de ahorros	SLD	Estocástico
DEPCC	Depósitos en cuentas corrientes	SLD	Estocástico
DTFR	DTF real		Determinístico
ECEXT	Egresos corrientes hacia el exterior	SLD	Estocástico
EDLA	Edificaciones según licencias aprobadas	SLD	Estocástico
EDPA	Edificaciones totales, por área	SLD	Estocástico
EFEC	Efectivo	SLD	Determinístico
EKEXT	Egresos de capital hacia el exterior	SLD	Estocástico
EOE10	Expectativas de la situación económica en los próximos tres meses	SD	Estocástico
EOE11	Capacidad instalada actual versus demanda esperada próximos doce meses	S	Estocástico
EOE1	Situación económica actual (EOEI)	S	Estocástico
EOE2	Actividad productiva comparada con el mes anterior (EOEI)	S	Estocástico
EOE3	Existencias de productos terminados al finalizar el mes (EOEI)	S	Estocástico

EOE4	Pedidos es comparación con el mes anterior (EOEI)	S	Estocástico
EOE5	Volumen de pedidos al finalizar el mes (EOEI)	S	Estocástico
EOE6	Volumen actual de pedidos (EOEI)	SD	Estocástico
EOE7	Capacidad instalada versus situación actual de la demanda (EOEI)	D	Estocástico
EOE8	Expectativas de producción en los próximos tres meses (EOEI)	S	Estocástico
EOE9	Expectativas de precios en los próximos tres meses (EOEI)	S	Determinístico
EOEC1	Situación económica actual de las empresas (EOEC)	SD	Estocástico
EOEC2	Ventas en unidades versus ventas mes anterior (EOEC)	S	Estocástico
EOEC3	Ventas en unidades versus ventas en mismo mes del año anterior	S	Estocástico
EOEC4	Nivel actual de existencias (EOEC)		Determinístico
EOEC5	Situación de la demanda en el mercado nacional (EOEC)	SD	Estocástico
EOEC6	Nivel de pedidos a los proveedores (EOEC)	SD	Estocástico
EOEC8	Expectativas de ventas próximo mes versus ventas mismo mes año	S	Estocástico
EOEC9	Expectativas sobre su situación económica en los próximos seis	S	Estocástico
EPIVA	Entrada de pasajeros internacionales por vía aérea	SLD	Estocástico
ETEXT	Egresos totales hacia el exterior	SL	Determinístico
EXPBA	Exportaciones de banano	L	Estocástico
EXPCAF	Exportaciones de café	SL	Estocástico
EXPCAR	Exportaciones de carbón	LD	Estocástico
EXPFL	Exportaciones de flores	SLD	Estocástico
EXPNT	Exportaciones no tradicionales	SLD	Estocástico
EXPPTO	Exportaciones totales	SLD	Estocástico
EXPTR	Exportaciones tradicionales	SL	Determinístico
GTOG	Gastos totales del Gobierno Central	SL	Determinístico
ICCON	Índice de costos de la construcción de vivienda	SL	Estocástico
ICEXT	Ingresos corrientes provenientes del exterior	SLD	Estocástico
IEME	Índice de empleo de los empleados de la industria	SL	Estocástico
IEMIT	Índice de empleo total de la industria	SLD	Estocástico
IEMO	Índice de empleo de los obreros de la industria	SLD	Estocástico
IKEXT	Ingresos de capital provenientes del exterior	SL	Determinístico
IMPBC	Importaciones de bienes de consumo	SLD	Estocástico
IMPBI	Importaciones de bienes intermedios	SLD	Estocástico
IMPBK	Importaciones de bienes de capital	LD	Estocástico
IMPRE	Importaciones resto (sin bienes de capital ni bienes duraderos)	SLD	Estocástico
IMPTO	Importaciones totales	SLD	Estocástico
INFL	Inflación (variación anual del IPC)	D	Estocástico

IPCSA	Índice de precios al consumidor sin alimentos	SLD	Estocástico
IPCT	Índice de precios al consumidor con alimentos	SLD	Estocástico
IPIBC	Índice de producción industrial, sin trilla de café, de los bienes de consumo	SLD	Estocástico
IPIBI	Índice de producción industrial, sin trilla de café, de los bienes intermedios	SLD	Estocástico
IPIBK	Índice de producción industrial, sin trilla de café, de los bienes de capital	SLD	Estocástico
IPIT	Índice de producción industrial, sin trilla de café	SLD	Estocástico
IPIUSA	Índice de producción industrial de Estados Unidos	SLD	Estocástico
IPPE	Índice de precios al productor –exportados	SLD	Estocástico
IPPI	Índice de precios al productor –importados	SL	Estocástico
IPPMC	Índice de precios al productor –material de construcción	SL	Estocástico
IPPPC	Índice de precios al productor –producidos y consumidos	SL	Estocástico
IPPT	Índice de precios al productor (total)	SL	Estocástico
ITCRC	Índice de tipo de cambio real ponderado por IPC	SLD	Estocástico
ITCRP	Índice de tipo de cambio real ponderado por IPP	SLD	Estocástico
ITEXT	Ingresos totales provenientes del exterior	SLD	Estocástico
ITOG	Ingresos totales del gobierno central	SL	Determinístico
ITRG	Ingresos tributarios del gobierno central	SL	Determinístico
LIB3	Libor a tres meses	D	Estocástico
LIB6	Libor a seis meses	D	Estocástico
LLUV	Nivel de lluvias	SL	Estocástico
M1	M1	SLD	Determinístico
M2	M2	SLD	Estocástico
M3	M3	SLD	Estocástico
PCAFE	Producción de café	SL	Estocástico
PCBC	Precio de compra base del café	LD	Estocástico
PCEME	Producción de cemento	SLD	Estocástico
PDERP	Producción de derivados del petróleo	SL	Determinístico
PIBAN	Precio del banano	SL	Determinístico
PIPET	Precio internacional del petróleo	LD	Estocástico
PNVA	Pasajeros nacionales por vía aérea	SLD	Estocástico
PPETR	Producción de petróleo	SLD	Estocástico
PRCC	Precio representativo del café suave colombiano	LD	Estocástico
PRHTI	Productividad por hora trabajada en la industria	SLD	Estocástico
PRI	Productividad en la industria	SLD	Estocástico
RIB	Reservas internacionales brutas	SLD	Estocástico
RIN	Reservas internacionales netas	SD	Estocástico
SACRG	Sacrificio de ganado: total vacuno y porcino	SLD	Estocástico
SMR	Índice de salario mínimo real	SLD	Estocástico
SNEIM	Índice de salario nominal de los empleados en la industria	SL	Estocástico

SNIM	Índice de salario nominal total en la industria	SL	Estocástico
SMOIM	Índice de salario nominal de los obreros de la industria	SL	Determinístico
SPIVA	Salida de pasajeros internacionales por vía aérea	SLD	Estocástico
SREIM	Índice de salario real de los empleados en la industria	SLD	Estocástico
SRIM	Índice de salario real total en la industria	SLD	Estocástico
SROIM	Índice de salario real de los obreros en las industria	SL	Determinístico
TIAC	Tasa de interés activa	D	Estocástico
TIBP	Tasa de interés interbancaria (TIB) pasiva		Estocástico
TINT	Términos de intercambio	L	Estocástico
TIPBC	Tasa de interés promedio mensual DTF 90 días, para bancos y cc		Determinístico
UTCIN	Porcentaje de uso de la capacidad instalada en el mes	SD	Estocástico
VEHENS	Vehículos ensamblados	SLD	Estocástico
VEXC	Volumen de exportaciones de café	SL	Determinístico

NOTAS: S indica serie desestacionalizada; L, serie transformación con el logaritmo natural; D, serie trabajada con una diferencia regular; EOEI, encuesta de opinión empresarial para la industria (Fedesarrollo); EOEC, encuesta de opinión empresarial para el comercio (Fedesarrollo); las series sombreadas fueron seleccionadas para conformar al IMACO.

CUADRO A4. MÁXIMA CORRELACION CRUZADA CON EL CRECIMIENTO ACUMULADO DOCE MESES DEL PIB

<i>Puesto</i>	<i>Serie</i>	<i>Líder</i>	<i>Correlación</i>	<i>Signo</i>
1	IMACO	5	0.9274	+
2	EOEC3_PM	1	0.8970	+
3	EOEC2_PM	3	0.8754	+
4	EOE11_PM	0	0.8693	-
5	EOEC8_PM	1	0.8665	+
6	EOE2_PM	4	0.8640	+
7	CONFI_PM	2	0.8462	+
8	EOE4_PM	4	0.8301	+
9	TIBP_PM	6	0.8299	-
10	EOE5_PM	4	0.8284	+
11	EOE1_PM	1	0.8046	+
12	IPIBK_PM	6	0.8035	+
13	IEMIT_PM	2	0.8034	+
14	EOE8_PM	4	0.7989	+
15	PRHTI_PM	4	0.7834	+
16	CNSF_PM	0	0.7627	+
17	EOE3_PM	3	0.7581	-
18	EOEC9_PM	3	0.7534	+
19	ITRG_PM	0	0.7414	+
20	PCEME_PM	5	0.6882	+
21	IPIT_PM	5	0.6871	+
22	CBOI_PM	15	0.6739	-

23	CLUN_PM	4	0.672	-
24	DENER_PM	5	0.6622	+
25	PRI_PM	5	0.6597	+
26	M3_PM	0	0.6571	+
27	CLUR_PM	3	0.6528	-
28	IEMO_PM	3	0.6517	+
29	EXPBA_PM	0	0.6477	-
30	DTFN_PM	1	0.6284	-
31	DEPCC_PM	10	0.6206	+
32	DTFR_PM	7	0.6159	-
33	M2_PM	1	0.5963	+
34	IPIBC_PM	3	0.5896	+
35	M1_PM	10	0.5862	+
36	BASEM_PM	7	0.5814	+
37	VEHENS_PM	6	0.5756	+
38	TIPBC_PM	7	0.5715	-
39	EPIVA_PM	4	0.5675	+
40	CINBO_PM	10	0.562	+
41	DEPCA_PM	10	0.5608	+
42	TINT_PM	18	0.5478	-
43	PNVA_PM	0	0.546	+
44	UTCIN_PM	7	0.543	+
45	IPIBI_PM	7	0.5405	+
46	TIAC_PM	0	0.5384	+
47	GTOG_PM	18	0.5348	-
48	CBTES_PM	0	0.5051	-
49	CNVA_PM	16	0.4957	+
50	ITCRC_PM	13	0.4913	-
51	INFL_PM	0	0.4908	+
52	CGASO_PM	9	0.4813	+
53	EXPCAF_PM	18	0.4792	-
54	EOEC4_PM	0	0.4663	+
55	CBBAN_PM	15	0.452	-
56	IMPTO_PM	6	0.4387	+
57	SPIVA_PM	4	0.434	+
58	PCBC_PM	10	0.4267	+
59	PRCC_PM	9	0.4258	+
60	EOE7_PM	8	0.423	-
61	IMPBK_PM	6	0.4193	+
62	PCAFE_PM	18	0.418	+
63	ITCRP_PM	0	0.3917	-
64	EDLA_PM	7	0.3894	+
65	EDPA_PM	7	0.3892	+
66	EOE6_PM	8	0.375	+
67	IMPBC_PM	8	0.3711	+
68	EOEC5_PM	8	0.3642	+
69	IMPBI_PM	6	0.3579	+
70	IMPRE_PM	6	0.3528	+
71	EOEC6_PM	9	0.3513	+
72	EOE10_PM	0	0.3489	-
73	PIPET_PM	0	0.3362	-
74	EOE9_PM	3	0.3279	+
75	SACRG_PM	9	0.3253	+

76	CLIMA_PM	8	0.3188	+
77	CBOI	5	0.3179	-
78	EFEC_PM	10	0.3141	+
79	EOEC1_PM	8	0.3104	+
80	SMR_PM	0	0.3094	-
81	TIBP	0	0.3062	-
82	EOEC9	24	0.3018	+
83	SACRG	17	0.2975	-
84	IPIUSA_PM	18	0.2838	-
85	M1	0	0.2763	+
86	DEPCC	0	0.2753	+
87	BASEM	24	0.2741	+
88	ITOG_PM	5	0.2721	+
89	DEPCA	0	0.2678	+
90	EOES	22	0.2633	+
91	ECEXT_PM	4	0.2622	+
92	EOE3	22	0.2513	-
93	DTFR	0	0.2505	-
94	EOE1	0	0.2505	+
95	EOE4	23	0.2498	+
96	EOE5	23	0.2486	+
97	GTOG	8	0.2485	-
98	M3	0	0.248	+
99	IEMO	19	0.2433	+
100	EOE2	0	0.2432	+
101	CONFI	22	0.2425	+
102	TIPBC	0	0.2401	-
103	DENER	0	0.238	+
104	EOEC2	0	0.2378	+
105	PRCC	0	0.2377	+
106	EOEC8	22	0.2359	+
107	IEMIT	19	0.2348	+
108	CBCF_PM	18	0.2346	+
109	PPETR_PM	18	0.2334	-
110	CNVA	6	0.2333	+
111	M2	0	0.2327	+
112	CENER_PM	1	0.2321	+
113	LIB6	2	0.2308	+
114	SREIM_PM	10	0.2277	+
115	IPIBK	0	0.2252	+
116	LIB3	2	0.2249	+
117	SPIVA	3	0.2236	+
118	SRIM_PM	12	0.2235	+
119	EOEC3	21	0.221	+
120	ECEXT	0	0.2189	+
121	CBBAN	3	0.2184	-
122	UTCIN	3	0.2165	+
123	IPIUSA	15	0.2159	-
124	PRI	0	0.2158	+
125	IPIT	0	0.2147	+
126	LLUV	23	0.2136	-
127	CINBO	3	0.2109	+
128	EOE7	24	0.2105	-

129	EXPCAF	11	0.2073	-
130	EPIVA	3	0.2045	+
131	PRHTI	0	0.203	+
132	DTFN	0	0.2023	-
133	IPIBI	0	0.202	+
134	SNEIM_PM	18	0.2019	-
135	PCBC	17	0.2018	-
136	EOEC4	5	0.2005	+
137	EOE11	1	0.1974	-
138	TIAC	2	0.1926	-
139	IPPE	12	0.1916	-
140	IPPE_PM	8	0.1902	+
141	IPIBC	0	0.1877	+
142	Cbsp_PM	10	0.1856	-
143	ITCRC	5	0.1855	-
144	PCAFE	14	0.185	+
145	EOE10	0	0.1848	+
146	EDPA	0	0.1842	+
147	Cbsp	24	0.1825	-
148	RIB_PM	0	0.1824	-
149	IEME	24	0.1812	-
150	CLIMA	0	0.1797	+
151	EOE6	0	0.1782	+
152	EDLA	0	0.1766	+
153	EFEC	24	0.1759	+
154	EXPNT	21	0.1731	+
155	CLUR	24	0.172	-
156	ICEXT_PM	18	0.1709	-
157	ITEXT	0	0.1694	+
158	RIN_PM	0	0.1679	-
159	CNSF	0	0.1678	+
160	IPPPC_PM	14	0.1658	-
161	VEHENS	0	0.1634	+
162	CLUN	0	0.1622	-
163	EOEC6	4	0.1596	+
164	PNVA	17	0.1592	+
165	IPPT_PM	13	0.1589	-
166	SREIM	15	0.1587	-
167	PCEME	24	0.1576	+
168	CBCF	17	0.1574	+
169	ICEXT	21	0.1563	+
170	EOEC5	0	0.1557	+
171	LIB3_PM	0	0.1546	+
172	IPCT_PM	0	0.1521	+
173	EXPFL	21	0.1498	+
174	LIB6_PM	0	0.149	+
175	IKEXT	12	0.1479	-
176	IMPTO	21	0.146	+
177	IEME_PM	18	0.1459	-
178	IMPBK	21	0.1455	+
179	SNIM_PM	18	0.1454	-
180	PPETR	2	0.1454	-
181	CBTES	9	0.1439	+

182	CENER	24	0.1429	+
183	IMPBC	0	0.1406	+
184	IMPBI	21	0.1385	+
185	TINT	8	0.1383	-
186	SMR	0	0.137	+
187	IPCSA	24	0.1329	-
188	IMPRE	21	0.13	+
189	ITCRP	2	0.1292	-
190	ITRG	0	0.1279	+
191	EXPBA	1	0.1267	-
192	SRIM	0	0.1263	+
193	EXPTR	5	0.1251	-
194	PDERP	5	0.1235	-
195	IPPMC_PM	18	0.1226	-
196	RIB	18	0.1205	-
197	EXPFL_PM	13	0.1192	-
198	SROIM	5	0.1184	-
199	ICCON_PM	18	0.1176	-
200	EOEC1	4	0.1168	+
201	IPCT	5	0.1161	-
202	EXPTO	21	0.1159	+
203	EKEXT_PM	18	0.1151	-
204	LLUV_PM	16	0.1127	+
205	IPCSA_PM	0	0.1126	+
206	IPPI_PM	0	0.1124	-
207	EOE9	11	0.1115	-
208	RIN	21	0.1111	+
209	PIPET	6	0.1106	+
210	SNOIM	5	0.1099	+
211	ETEXT	5	0.1097	-
212	PIBAN	5	0.1068	-
213	VEXC	5	0.1058	-
214	EKEXT	9	0.1037	-
215	CGASO	5	0.0994	+
216	ITEXT_PM	12	0.0982	+
217	EXPCAR	15	0.0982	+
218	ICCON	5	0.0928	+
219	IPPI	12	0.0916	+
220	EXPCAR_PM	7	0.0904	-
221	EXPNT_PM	17	0.0898	-
222	PIBAN_PM	18	0.0888	+
223	IPPMC	5	0.0847	+
224	VEXC_PM	18	0.0834	+
225	INFL	15	0.0834	+
226	EXPTO_PM	2	0.0762	-
227	IKEXT_PM	0	0.0759	+
228	SNIM	5	0.0742	+
229	IPPT	5	0.0738	+
230	ETEXT_PM	13	0.0729	+
231	IPPPC	5	0.0729	+
232	ITOG	1	0.0681	+
233	SNEIM	5	0.0556	+
234	SROIM_PM	13	0.0524	+

235	SNOIM_PM	18	0.0523	-
236	PDERP_PM	18	0.0415	+
237	EXPTR_PM	0	0.0289	-

NOTAS: PM indica promedio móvil de orden doce; ■ indica que la serie fue seleccionada para conformar al IMACO.

CUADRO A5. COINCIDENCIA DE PUNTOS DE QUIEBRE (ANÁLISIS GRÁFICO)

<i>Puesto</i>	<i>Serie</i>	<i>Acertados (%)</i>	<i>Falsos (%)</i>	<i>Acertados - falsos (%)</i>	<i>Periodos</i>
1	IMACO	100	0	100	-5
2	EOE2	100	0	100	-1
2	TINT	100	0	100	-1
3	CONFI	100	0	100	0
4	EOEC2	86	0	86	-2
5	EOE1	86	0	86	-1
6	EOEC8	86	0	86	0
6	IEMIT	86	0	86	0
6	EOE8	86	0	86	0
6	EOEC3	86	0	86	0
6	IEMO	86	0	86	1
7	CLIMA	100	29	71	-8
8	BASEM	71	0	71	-7
9	TIBP	71	0	71	-6
10	PRHTI	71	0	71	-5
11	EFEC	86	14	71	-6
12	EOE4	86	14	71	-1
12	EOE5	86	14	71	-1
13	EOE3	100	29	71	0
14	EOEC9	86	14	71	0
15	ITRG	100	29	71	1
16	CNSF	71	0	71	2
17	IMPTO	86	29	57	-4
18	IMPBK	86	29	57	-3
19	IMPBI	71	14	57	-3
20	PCAFE	57	0	57	6
21	EOEC4	86	29	57	7
22	DEPCC	71	14	57	11
23	EOE10	71	29	43	-10
24	EOEC5	71	29	43	-8
25	EOE6	71	29	43	-6
26	IMPBC	71	29	43	-5
26	M1	71	29	43	-5
26	EDLA	71	29	43	-5
26	EDPA	71	29	43	-5
27	DENER	71	29	43	-4
27	PCEME	71	29	43	-4
28	INFL	71	29	43	-3
28	IMPRE	71	29	43	-3
28	PIPET	71	29	43	-3
29	LLUV	71	29	43	0
30	M3	43	0	43	-6
31	IPIBI	86	43	43	-4

32	DTFR	57	14	43	-4
33	CLUN	86	43	43	-4
34	CLUR	86	43	43	-3
35	RIB	86	43	43	-1
36	IPIBK	86	43	43	7
37	CGASO	71	43	29	-4
38	TIAC	57	29	29	-11
39	CINBO	57	29	29	-10
40	PRCC	29	0	29	-10
41	UTCIN	57	29	29	-8
42	EOEC1	57	29	29	-7
43	M2	43	14	29	-6
44	SMR	57	29	29	-2
45	RIN	86	57	29	-1
46	ICEXT	57	29	29	1
47	EOE7	57	29	29	10
48	EOE9	71	57	14	-5
49	IPIT	71	57	14	-4
50	PCBC	43	29	14	-9
51	SACRG	57	43	14	-9
52	VEHENS	43	29	14	-6
53	TIPBC	43	29	14	-3
54	CEXT	57	43	14	-3
55	DTFN	43	29	14	-3
56	EPIVA	57	43	14	-2
57	GTOG	43	29	14	-2
58	CBSP	43	29	14	2
59	SRIM	57	43	14	6
60	PRI	86	71	14	-3
61	DEPCA	57	57	0	-8
62	EOEC6	57	57	0	-7
62	IPPE	57	57	0	-7
63	IPIBC	57	57	0	-2
63	CBOI	57	57	0	-2
64	EXPCAF	0	0	0	-1
65	CENER	0	0	0	0
65	IPIUSA	0	0	0	0
65	EOE11	0	0	0	0
65	ETEXT	0	0	0	0
65	EXPBA	0	0	0	0
65	CBCF	0	0	0	0
65	CNVA	0	0	0	0
65	EKEXT	0	0	0	0
65	EXPCAR	0	0	0	0
65	EXPFL	0	0	0	0
65	EXPTR	0	0	0	0
65	ICCON	0	0	0	0
65	IEME	0	0	0	0
65	IKEXT	0	0	0	0
65	IPCSA	0	0	0	0
65	IPCT	0	0	0	0
65	IPPI	0	0	0	0

65	IPPMC	0	0	0	0
65	IPPPC	0	0	0	0
65	IPPT	0	0	0	0
65	ITEXT	0	0	0	0
65	ITOG	0	0	0	0
65	LIB3	0	0	0	0
65	LIB6	0	0	0	0
65	PDERP	0	0	0	0
65	PIBAN	0	0	0	0
65	SNEIM	0	0	0	0
65	SNIM	0	0	0	0
65	SNOIM	0	0	0	0
65	SPIVA	0	0	0	0
65	SROIM	0	0	0	0
65	VEXCS	0	0	0	0
65	PNVA	0	0	0	0
66	EXPNT	43	43	0	1
67	PPETR	29	29	0	3
68	SREIM	57	57	0	5
69	CBTES	43	57	-14	-2
70	ITCRC	43	57	-14	0
70	EXPTO	29	57	-29	0
71	CBBAN	29	57	-29	2
71	ITCRP	29	71	-43	2

NOTA: ■ indica que la serie fue seleccionada para conformar al IMACO

CUADRO A6. U DE THEIL PROMEDIO DE LOS PRONÓSTICOS A PARTIR DE CADA SERIE

Puesto	Serie	Meses adelante (%)							
		3	6	9	12	15	18	21	24
1	IMACO	89	69	59	50	45	40	34	28
2	MEJORES_SERIES	87	68	58	50	45	43	40	38
3	CONFI	129	92	76	68	62	60	52	48
4	EOE1	95	77	71	68	66	69	65	60
5	EOE5	137	97	79	70	62	60	49	45
6	EOEC2	127	92	78	70	65	66	60	58
7	EOE2	145	106	90	83	76	75	64	60
8	EOEC3	196	132	104	93	85	88	82	75
9	EOE4	183	131	108	99	92	91	78	71
10	U DE THEIL	100	100	100	100	100	100	100	100
11	GTOG	213	148	115	97	84	83	80	80
12	EOE3	216	152	122	108	98	95	82	74
13	EOE8	211	150	122	108	97	95	84	77
14	EOEC8	244	174	138	117	98	87	76	70
15	PROM8IMACO	234	168	137	121	107	107	99	93
16	DEPCA	246	174	139	123	111	110	99	90
17	CNSF	259	172	130	114	110	116	105	90
18	TIPBC	226	167	137	126	118	120	109	98

19	DTFN	253	181	149	131	118	112	105	96
20	DTFR	234	173	145	131	123	128	116	103
21	TIBP	262	187	152	136	124	120	109	97
22	EOE11	302	209	166	143	124	120	109	103
23	CINBO	306	215	171	148	131	123	108	97
24	PRHTI	302	213	171	151	135	130	115	104
25	CLUN	320	224	178	156	140	134	119	109
26	SMR	302	218	178	155	138	164	148	133
27	HISTORICO	304	218	178	158	144	140	126	111
28	CLUR	322	227	185	166	147	148	134	118
29	M3	324	231	184	165	153	154	140	126
30	M1	329	238	192	169	152	146	131	116
31	IPIBI	327	234	191	169	152	148	137	126
32	IPIBK	379	262	206	176	153	141	119	98
33	SPIVA	353	244	192	165	147	155	142	132
34	IEMIT	356	250	198	172	152	145	127	112
35	PROMEDIO7	350	245	192	167	154	158	143	129
36	ECEXT	355	248	191	165	150	151	137	124
37	PIPET	365	256	201	172	153	148	138	127
38	LIB3	346	248	198	174	162	172	151	133
39	VEHENS	355	252	202	178	158	151	136	125
40	EDPA	361	254	202	176	157	151	138	127
41	EDLA	358	253	203	177	158	152	138	127
42	PCBC	344	245	198	175	162	171	157	142
43	PRCC	345	245	197	176	163	174	159	144
44	CLIMA	337	244	200	179	163	161	147	131
45	EOEC6	361	256	206	180	160	156	145	133
46	DEPCC	353	256	204	179	162	161	144	128
47	CENER	351	252	205	180	160	158	147	139
48	EFEC	369	261	205	183	166	165	147	132
49	M2	360	258	209	185	166	161	143	127
50	EOEC1	356	254	201	183	167	165	148	135
51	ITEXT	373	262	208	181	162	158	144	134
52	IMPTO	364	259	209	183	163	165	153	140
53	CGASO	364	259	209	183	168	165	151	138
54	ICEXT	377	267	213	185	162	159	143	130
55	AUTOREG	367	261	210	183	164	166	153	141
56	EXPTO	375	264	211	183	162	165	152	140
57	PNVA	373	264	212	185	164	162	150	138
58	IMPBC	381	270	216	186	164	164	151	138
59	EOEC9	260	179	142	134	161	316	300	283
60	CBTES	359	256	210	187	171	165	151	136
61	EKEXT	376	266	214	186	166	167	153	141
62	BASEM	360	255	200	180	166	174	153	134
63	LIB6	362	264	216	189	168	169	155	142
64	EXPFL	375	266	215	187	166	164	152	140
65	ITCRP	371	268	217	188	168	165	150	137
66	IMPBI	368	262	211	190	172	171	152	140
67	PPETR	368	262	207	186	168	178	159	144
68	CBCF	368	264	215	189	175	174	158	144

69	DENER	379	270	219	193	170	167	152	139
70	IMPRE	370	263	213	192	173	171	153	141
71	TIAC	384	271	214	192	174	171	150	134
72	EPIVA	359	257	208	190	174	183	162	148
73	ITRG	377	263	207	186	172	175	162	147
74	Cbsp	376	268	214	192	173	177	158	145
75	IPIBC	381	271	219	191	172	175	162	149
76	EOE10	371	265	214	193	179	195	174	156
78	EOEC4	288	220	184	177	176	265	248	217
79	CNVA	391	275	220	193	173	171	156	143
80	IPPI	351	261	216	189	177	186	173	157
81	IMPBK	380	271	217	194	175	187	166	151
82	UTCIN	392	279	224	194	174	175	160	146
83	ITCRC	336	249	206	199	193	193	173	151
84	TODAS	395	280	227	201	182	183	162	141
85	PCEME	402	284	228	199	179	188	171	154
86	CBBAN	396	281	220	197	182	177	158	142
87	EOE6	380	272	222	197	184	195	177	163
88	IPIT	393	278	226	200	184	194	178	162
89	EXPBA	381	272	221	196	182	217	199	183
90	RIB	397	285	231	194	195	192	178	163
91	SREIM	387	279	230	207	191	196	179	161
92	PCAFE	407	294	238	210	188	181	163	142
93	EOE9	433	307	245	210	182	174	159	147
94	SRIM	382	274	223	202	203	235	213	191
95	EOE7	428	304	244	214	194	198	178	161
96	PRI	385	274	221	195	180	262	243	223
97	RIN	414	300	247	205	194	188	174	159
98	LLUV	425	303	244	214	194	184	167	151
99	IPCT	361	261	226	210	196	262	232	204
100	IPPT	409	297	244	217	201	210	188	166
101	IPPE	400	294	248	226	211	213	196	175
102	IPIUSA	397	293	249	231	220	225	201	177
103	TINT	481	344	278	247	226	225	201	177
104	EXPNT	352	250	207	216	265	396	375	351
105	EXPCAF	429	327	277	259	245	250	231	206
106	ITOG	498	362	299	273	256	261	236	210
107	SACRG	396	288	235	211	206	389	402	366
108	IEMO	480	367	310	307	347	398	375	348
109	IPPMC	542	408	348	327	316	332	307	275
110	EOEC5	572	392	309	292	321	442	411	377
111	ETEXT	517	397	344	330	325	344	319	287
112	SNEIM	611	451	376	344	321	321	289	252
113	IPPPC	624	462	386	357	341	354	325	288
114	VEXC	582	440	376	355	345	365	340	304
115	SNIM	640	471	392	360	341	353	325	289
116	IKEXT	574	430	369	354	354	386	366	333
117	PIBAN	635	474	401	372	353	363	329	287
118	SROIM	648	481	407	381	365	382	353	315
119	PDERP	613	464	397	377	368	393	367	330

120	EXPTR	606	461	396	378	372	394	369	335
121	ICCON	674	501	421	390	372	385	354	314
122	SNOIM	643	487	417	393	382	404	376	335
123	IPCSA	783	610	529	513	509	555	524	472

NOTAS: La negrita indica pronósticos por debajo de la U de Theil; MEJORES_SERIES, pronósticos obtenidos con las series que individualmente se desempeñan mejor en cada criterio; U de Theil, pronósticos obtenidos asumiendo que el crecimiento sigue una caminata aleatoria; PROM8IMACO, promedio de los pronósticos obtenidos con cada una de las series del IMACO; HISTORICO, pronósticos igual al promedio histórico del crecimiento; PROMEDIO7, la variable explicativa es el promedio de los siete componentes del IMACO; AUTOREG, pronósticos obtenidos con un modelo autorregresivo sin variables exógenas; ■ indica que la serie fue seleccionada para conformar al IMACO; y TODAS, pronósticos obtenidos con el indicador que se deriva a partir de todas las series.

CUADRO A7. ORDENACIÓN DEFINITIVA DE ACUERDO A LOS TRES CRITERIOS

<i>Puesto</i>	<i>Serie</i>	<i>Posición en criterio 1 (correlac.)</i>	<i>Posición en criterio 2 (quiebres)</i>	<i>Posición en criterio 3 (pronós.)</i>	<i>Promedio de posiciones</i>
1	CONFI	6	3	1	3.3
2	EOEC2	2	4	4	3.3
3	EOE2	5	1	5	3.7
4	EOEC3	1	9	6	5.3
5	EOE1	10	5	2	5.7
6	EOEC8	4	6	11	7.0
7	EOE5	9	17	3	9.7
8	EOE4	7	16	7	10.0
9	EOE8	13	8	10	10.3
10	TIBP	8	13	17	12.7
11	EOE3	16	18	9	14.3
12	PRHTI	14	14	20	16.0
13	CNSF	15	21	13	16.3
14	CLUN	22	44	21	29.0
15	EOEC9	17	19	52	29.3
16	DTRF	31	43	16	30.0
17	M3	25	41	24	30.0
18	M1	34	32	25	30.3
19	CLUR	26	45	23	31.3
20	DEPCC	30	27	40	32.3
21	EOE11	3	80	18	33.7
22	IPIBC	33	42	26	33.7
23	BASEM	35	12	55	34.0
24	ITRG	18	20	66	34.7
25	CINBO	39	50	19	36.0
26	DTFN	29	66	15	36.7
27	TIPBC	37	64	14	38.3
28	IPIBI	44	47	27	39.3
29	DENER	23	35	62	40.0
30	IEMIT	12	10	101	41.0

31	CLIMA	75	11	38	41.3
32	DEPCA	40	72	12	41.3
33	M2	32	54	43	43.0
34	EDLA	63	33	35	43.7
35	EDPA	64	34	34	44.0
36	VEHENS	36	63	33	44.0
37	PCEME	19	36	78	44.3
38	EFEC	77	15	42	44.7
39	IEME	98	7	29	44.7
40	IMPRE	69	22	46	45.7
41	TINT	41	2	96	46.3
42	PIPET	72	39	31	47.3
43	CGASO	51	48	47	48.7
44	PRCC	58	51	37	48.7
45	IMPBC	66	24	59	49.7
46	EOEC4	53	26	71	50.0
47	IPIBK	11	60	81	50.7
48	PCBC	57	61	36	51.3
49	SMR	79	55	22	52.0
50	TIAC	45	49	64	52.7
51	IMPBK	60	38	63	53.7
52	IMPBI	68	23	74	55.0
53	EOE10	71	28	69	56.0
54	IMPTO	55	37	77	56.3
55	EPIVA	38	67	65	56.7
56	UTCIN	43	52	75	56.7
57	PCAFE	61	25	85	57.0
58	EOE6	65	30	80	58.3
59	EOEC1	78	53	44	58.3
60	ECEXT	81	65	30	58.7
61	EOEC6	70	73	39	60.7
62	IEMO	27	91	64	60.7
63	PRI	24	71	89	61.3
64	SPIVA	56	107	28	63.7
65	EXPTR	118	68	8	64.7
66	IPIT	20	79	95	64.7
67	IKEXT	113	31	51	65.0
68	EOEC5	67	29	103	66.3
69	PNVA	42	110	50	67.3
70	CENER	84	78	41	67.7
71	EXPBA	28	77	98	67.7
72	CNVA	48	84	72	68.0
73	EOE7	59	58	88	68.3
74	ITCRP	62	98	45	68.3
75	ICCON	102	57	48	69.0
76	CBOI	21	76	117	71.3
77	CBTES	47	114	53	71.3
78	EOE9	73	59	86	72.7
79	RIB	90	46	83	73.0
80	CBSB	89	69	67	75.0
81	ITCRC	49	118	58	75.0
82	CBCF	82	83	61	75.3
83	LIB3	95	100	32	75.7

84	LLUV	104	40	91	78.3
85	SACRG	74	62	100	78.7
86	RIN	92	56	90	79.3
87	IPCT	96	75	68	79.7
88	EXPBA	76	82	82	80.0
89	EKEXT	103	85	54	80.7
90	SRIM	86	70	87	81.0
91	IPIUSA	80	74	94	82.7
92	GTOG	46	89	114	83.0
93	CBBAN	54	117	79	83.3
94	EXPCAR	108	87	57	84.0
95	LIB6	97	101	56	84.7
96	IPPE	88	94	73	85.0
97	PPETR	83	112	60	85.0
98	EXPCAF	52	86	118	85.3
99	INFL	50	92	116	86.0
100	EXPNT	109	116	49	91.3
101	SREIM	85	113	84	94.0
102	IPPPC	93	97	93	94.3
103	IPPT	94	115	76	95.0
104	ICEXT	91	90	109	96.7
105	IPCSA	105	93	92	96.7
106	SNEIM	87	104	105	98.7
107	ETEXT	114	81	104	99.7
108	IPPMC	100	96	106	100.7
109	IPPI	106	95	102	101.0
110	ITEXT	107	99	99	101.7
111	EXPFL	101	111	97	103.0
112	SNIM	99	105	108	104.0
113	EXPTO	112	88	113	104.3
114	PIBAN	110	103	110	107.7
115	VEXC	111	109	107	109.0
116	PDERP	117	102	112	110.3
117	SROIM	115	108	111	111.3
118	SNOIM	116	106	115	112.3

NOTA: ■ indica que la serie fue seleccionada para conformar al IMACO.

CUADRO A8. SERIES QUE CONFORMAN LOS COMPONENTES PRINCIPALES CON MÁXIMA CORRELACIÓN ADELANTADA

CP1	EOEC2	EOE2	TIBP	PRHTI	DENER	M3	
CP2	EOEC2	EOE2	TIBP	IPIBK	PRHTI	DENER	M3
CP3	EOEC2	TIBP	IPIBK	PRHTI	M3		
CP4	EOEC2	TIBP	IPIBK	PRHTI	DENER	M3	
CP5	EOEC2	EOE2	PRHTI	DENER	M3		
CP6	EOEC2	EOE2	TIBP	IPIBK	PRHTI	DENER	PCEME M3
CP7	EOE2	TIBP	PRHTI	DENER	M3		
CP8	EOEC2	EOE2	TIBP	PRHTI	DENER	PCEME	M3
CP9	EOEC2	EOE2	TIBP	PRHTI	M3		
CP10	EOEC2	EOE4	TIBP	PRHTI	DENER	M3	
CP11	EOEC2	TIBP	PRHTI	DTFR	DENER	M3	
CP12	EOEC2	TIBP	EOE5	PRHTI	DENER	M3	
CP13	EOEC2	TIBP	PRHTI	DENER	M3		
CP14	EOEC2	EOE2	TIBP	PRHTI	IPIT	DENER	M3
CP15	EOEC2	TIBP	IPIBK	PRHTI	DTFR	DENER	M3
CP16 (IMACO)	EOEC2	EOE4	TIBP	IPIBK	PRHTI	DENER	M3
CP17	EOEC2	EOE2	TIBP	PRHTI	IPIT	DENER	PCEME M3
CP18	EOEC2	EOE4	TIBP	IPIBK	PRHTI	DENER	PCEME M3
CP19	EOEC2	TIBP	EOE5	IPIBK	PRHTI	DENER	PCEME M3
CP20	EOEC2	EOE2	TIBP	IPIBK	PRHTI	DTFR	DENER PCEME M3
CP21	EOEC2	EOE2	TIBP	EOE5	IPIBK	PRHTI	DENER PCEME M3
CP22	EOEC2	EOE2	TIBP	PRHTI	IPIT	DTFR	DENER PCEME M3
CP23	EOEC2	EOE2	TIBP	IPIBK	PRHTI	IPIT	DTFR DENER PCEME M3
CP24	EOEC2	EOE2	TIBP	IPIBK	PRHTI	CLUR	DTFR DENER PCEME M3

NOTA: ■ indica que la serie fue seleccionada para conformar al IMACO.

CUADRO A9. CORRELACIONES CRUZADAS DE LOS MEJORES COMPONENTES PRINCIPALES CONTRA EL CRECIMIENTO ACUMULADO DOCE MESES DEL PIB

<i>Puesto</i>	<i>Serie</i>	<i>Líder</i>	<i>Correlación</i>	<i>Signo</i>
1	CP1	4	0.9333	+
2	CP2	5	0.9318	+
3	CP3	5	0.9316	+
4	CP4	5	0.9312	+
5	CP5	4	0.9308	+
6	CP6	5	0.9302	+
7	CP7	5	0.9297	+
8	CP8	4	0.9295	+
9	CP9	4	0.9294	+
10	CP10	4	0.9287	+
11	CP11	5	0.9285	+
12	CP12	4	0.9283	+
13	CP13	4	0.9280	+
14	CP14	5	0.9278	+
15	CP15	5	0.9275	+
16	CP16 (IMACO)	5	0.9275	+
17	CP17	5	0.9271	+
18	CP18	5	0.9265	+
19	CP19	5	0.9263	+
20	CP20	5	0.9248	+
21	CP21	5	0.9246	+
22	CP22	5	0.9241	+
23	CP23	5	0.9205	+
24	CP24	5	0.9205	+
25	MEJORES_SERIES	5	0.9079	+

NOTA: ■ indica que la serie fue seleccionada para conformar al IMACO.

CUADRO A10. U DE THEIL PROMEDIO DE LOS PRONOSTICOS A PARTIR DE LOS MEJORES COMPONENTES PRINCIPALES

<i>Puesto</i>	<i>Serie</i>	<i>Meses adelante (%)</i>							
		3	6	9	12	15	18	21	24
1	CP16 (IMACO)	89	69	59	50	45	40	34	28
2	MEJORES_SERIES	87	68	58	50	45	43	40	38
3	CP14	81	63	57	52	52	49	43	38
4	CP2	105	78	67	57	55	47	39	33
5	CP20	107	79	67	55	52	45	41	38
6	CP6	102	78	69	59	57	49	42	35
7	CP22	88	70	65	61	60	56	53	49
8	CP10	95	76	70	62	61	53	48	41
9	CP8	105	80	69	60	58	54	50	46
10	CP18	115	89	78	67	65	56	47	39
11	CP7	123	92	77	66	64	55	46	39
12	CP5	98	81	72	68	69	65	60	54
13	CP3	122	92	79	67	65	56	48	40
14	CP4	122	93	80	67	66	56	47	39

15	CP1	117	89	76	71	71	64	56	49
16	CP23	109	85	76	73	73	68	60	53
17	CP24	130	97	84	74	72	63	55	48
18	CP15	143	105	87	73	71	60	51	44
19	CP19	130	100	86	76	75	67	58	49
20	CP17	130	98	84	77	77	70	60	52
21	CP9	153	115	95	81	78	67	53	43
22	CP12	144	108	90	80	79	70	63	55
23	CP21	146	110	95	83	81	71	61	52
24	CP13	162	120	100	87	85	74	63	52
25	U DE THEIL	100	100	100	100	100	100	100	100
26	PROM8IMACO	234	168	137	121	107	107	99	93
27	CP11	161	121	105	126	148	179	168	147
28	HISTORICO	304	218	178	158	144	140	126	111
29	PROMEDIO7	350	245	192	167	154	158	143	129
30	AUTOREG	367	261	210	183	164	166	153	141
31	TODAS	395	280	227	201	182	183	162	141

NOTAS: La negrita indica pronósticos por debajo de la U de Theil; MEJORES_SERIES, pronósticos obtenidos con las series que individualmente se desempeñan mejor en cada criterio; U de Theil, pronósticos obtenidos asumiendo que el crecimiento sigue una caminata aleatoria; PROM8IMACO, promedio de los pronósticos obtenidos con cada una de las series del IMACO; HISTORICO, pronósticos igual al promedio histórico del crecimiento; PROMEDIO7, la variable explicativa es el promedio de los siete componentes del IMACO; AUTOREG, pronósticos obtenidos con un modelo autorregresivo sin variables exógenas; ■ indica que la serie fue seleccionada para conformar al IMACO; y TODAS, pronósticos obtenidos con el indicador que se deriva a partir de todas las series.

CUADRO A11. ORDENACIÓN DE LOS MEJORES COMPONENTES PRINCIPALES SEGÚN LA U DE THEIL DE ACUERDO AL HORIZONTE DE PRONÓSTICO

<i>Puesto</i>	<i>Corto plazo (3 a 9 meses)</i>	<i>Mediano plazo (12 a 24 meses)</i>
1	CP14	CP16 IMACO
2	MEJORES_SERIES	MEJORES_SERIES
3	CP22	CP20
4	CP16 (IMACO)	CP2
5	CP10	CP14
6	CP6	CP6
7	CP2	CP10
8	CP5	CP8
9	CP20	CP7
10	CP8	CP18
11	CP23	CP4
12	CP18	CP3
13	CP1	CP22
14	CP7	CP15
15	CP3	CP1
16	CP4	CP24
17	U DE THEIL	CP5
18	CP24	CP9
19	CP17	CP19
20	CP19	CP23

21	CP15	CP17
22	CP12	CP21
23	CP21	CP12
24	CP9	CP13
25	CP13	U DE THEIL
26	CP11	PROM8IMACO
27	PROM8IMACO	HISTORICO
28	HISTORICO	PROMEDIO8
29	PROMEDIO8	CP11
30	AUTOREG	AUTOREG
31	TODAS	TODAS

NOTA: ■ indica que la serie fue seleccionada para conformar al IMACO.

BIBLIOGRAFÍA

- Altissimo, F., A. Bassanetti, R. Cristadoro, M. Forni, M. Hallin, M. Lippi, L. Reichlin y G. Veronese (2001), *EuroCOIN: A Real Time Coincident Indicator of the Euro Area Business Cycle*, CEPR (CEPR Discussion Papers, núm. 3108).
- Arango, L. E., F. Arias, L. A. Flórez y M. Jalil (2007), *Cronología de los ciclos de negocios recientes en Colombia*, Banco de la República, de Colombia (Borradores de Economía, núm. 461).
- BIS (2000), “Monetary policy in the advanced industrial countries”, *Annual Report*, Cap. 4, BIS.
- Boivin, J., y S. Ng (2006), “Are more Data always Better for Factor Analysis?”, *Journal of Econometrics*, vol. 132, Elsevier.
- Bravo, F., y H. Franken (2001), *Un indicador líder del IMACEC*, Banco Central de Chile (Working Papers, núm. 99).
- Bry, G., y C. Boschan (1971), *Cyclical análisis of time series: Selected procedures and computer programs*, NBER, New York, NY.
- Burns, A., y W. Mitchell (1946), *Measuring business cycles*, NBER (Book Series Studies in Business Cycles, núm. 2).
- Caporello, G., y A. Maravall (2004), *Program TSW. Revised Reference Manual*, Banco de España.
- Carson, C., S. Khawaja y T. Morrison (2004), *Revisiones Policy for Official Statistics: A Matter of Governance*, IMF (Working Paper).
- Chin, D., J. Geweke, y P. Miller (2000), *Predicting turning points*, Federal Reserve Bank of Minneapolis (Staff Report, núm. 267).

- D'Amato, L., M. L. Garegnani y E. Blanco (2009), *Usando flujos de información en tiempo real para pronóstico de corto plazo de la actividad económica en Argentina*, texto mimeografiado, por publicar.
- Escobal, J., y J. Torres (2002), *Un sistema de indicadores líderes del nivel de actividad para la economía peruana*, GRADE (Documento de Trabajo, núm. 389).
- Eurostat (2002), *Demetra: Seasonal Adjustment Interface for Tramo/Seats and X-12-Arima -User Manual*, en http://circa.europa.eu/Public/irc/dsis/eurosam/library?l=/software/demetra_software/demetra_manuals/demetra203_manual/_EN_2.03_&a=d
- Everhart, S., y R. Duval-Hernández (2001), *Short Term Macro Monitoring: Leading Indicator Construction-Mexico*, Georgia State University, International Studies Program (Working Paper Series, núm. 108).
- Federal Reserve Bank of Chicago (2001), *CFNAI Background Release*, en http://www.chicagofed.org/economic_research_and_data/files/cfnai_background.pdf
- Ferreira, R. T., H. Bierens e I. Castelar (2005), "Forecasting Quarterly Brazilian GDP Growth Rate With Linear and NonLinear Diffusion Index Models", *Revista Economia Selecta*, vol. 6, núm. 3, diciembre, pp.261-292, Brasilia (DF), Brasil.
- Firinguetti, L., y H. Rubio (2003), *Indicadores líderes del IMA-CEC*, Banco Central de Chile (Working Papers, núm. 208).
- Forni, M., M. Hallin, M. Lippi y L. Reichlin (2001), "Coincident and leading indicators for the Euro area", *The Economic Journal*, vol. 111, núm. 471, pp. 62-85.
- Gallardo, M., y M. Pedersen (2007a), *Indicadores líderes compuestos. Resumen de metodologías de referencia para construir un indicador regional en América Latina*, CEPAL (Series Estudios Estadísticos y Prospectivos, núm. 49).
- Gallardo, M., y M. Pedersen (2007b), *Un sistema de indicadores líderes compuestos para la región de América Latina*, CEPAL (Series Estudios Estadísticos y Prospectivos, núm. 51).
- Issler, J. V., H. H. Notini y C. F. Rodríguez (2009), *Constructing Coincident and Leading Indices of Economic Activity for the Brazilian Economy*, Graduate School of Economics, Getulio Vargas Foundation, Brasil (Economics Working Papers, Ensaio Economicos da EPGE, núm. 694).

- Jorrat, J. M. (2001), *La coyuntura económica en Argentina: ¿Más recesión o posible recuperación?*, Universidad Nacional de Tucumán, Instituto de Economía Aplicada, Fundación Banco Empresario de Tucumán.
- Kapetanios, G., y M. Massimiliano (2003), *A comparison of Estimation Methods for Dynamic Factor Models of Large Dimensions*, London University
- Marcellino, M. (2006), "Leading indicators: what have we learned?", en Elliott, G., Granger, C. y Timmermann, A. (eds.), *Handbook of Economic Forecasting*, Elsevier.
- Maurer, M., M. Uribe y J. Birchernal (1996), *El sistema de indicadores líderes para Colombia*, Departamento Nacional de Planeación, Colombia (Archivos de Macroeconomía, núm. 49).
- McKenzie, R. (2006), *Performing Revisions and Real-time Data Analysis*, OECD, noviembre (Statistics Brief, núm. 12).
- Melo, A., M. French y N. Langebaek (1988), *El ciclo de referencia de la economía colombiana*, Ministerio de Hacienda, Colombia
- Melo, L. F., F. Nieto, C. Posada, Y. Bentacourt y J. Baron (2001), *Un índice coincidente para la actividad económica colombiana*, Banco de la República, de Colombia (Borradores de Economía, núm. 195).
- Melo, L. F., F. Nieto y M. Ramos (2003), *A Leading Index for the Colombian Economic Activity*, Banco de la República, de Colombia (Borradores de Economía, núm. 243).
- Mitchell, W., y A. Burns (1938), "Statistical indicators of cyclical revivals", en G. Moore (1961), *Business cycle indicators*, capítulo 6, Princeton University Press.
- Nieto, F., y L. F. Melo (2001), *About a coincident index for the state of the economy*, Banco de la República, de Colombia (Borradores de Economía, núm. 194).
- Ochoa, E., y J. Lladó (2003), "Modelos de indicadores líderes de actividad económica para el Perú", *Estudios Económicos*, núm. 10, noviembre, Banco Central de Reserva del Perú.
- OECD (2001), *OECD Composite Leading Indicators: a Tool for short-term analysis*, OECD.
- Pedersen, M. (2009), "Un indicador líder compuesto para la actividad económica en Chile", *Monetaria*, vol. XXXII, núm. 2, abril-junio del 2009, pp. 181-208.

- Pulido, J. (2008), “¿Qué tan grandes son las revisiones de las series macroeconómicas colombianas?”, *Informe sobre Inflación*, junio, Banco de la República, Colombia.
- Reyes B., y H. Meléndez (2003), *Indicadores adelantados de inflación y actividad económica*, Banco Central de Venezuela (Serie Documentos de Trabajo, núm. 47).
- Rozo, S. (2008), *Nuevo enfoque para la construcción de un único indicador líder de la actividad económica colombiana*, Ministerio de Hacienda y Crédito Público.
- Stock, J., y M. Watson (1989), “New indexes of coincident and leading economic indicators”, en O. Blanchard y S. Fisher (eds.), *NBER Macroeconomics Annual*, MIT Press.
- Stock, J., y M. Watson (1992), *A procedure for predicting recessions with leading indicators: econometric issues and recent experience*, NBER (Working Papers, núm. 4014).
- Stock, J., y M. Watson (1999), *Forecasting Inflation*, NBER (Working Papers, núm. 7023).
- The Conference Board (2001), *Business Cycle Indicators Handbook*, The Conference Board.
- Zarnowitz, V., y A. Ozyildirim (2006), “Time Series Decomposition and the Measurement of Business Cycles, Trends and Growth Cycles”, *Journal of Monetary Economics*, vol. 53, pp. 1717-1739.

Desirée Castrillo R.

Carlos Mora G.

Carlos Torres G.

Mecanismos de transmisión de la política monetaria en Costa Rica: periodo 1991-2007

I. INTRODUCCIÓN

El estudio de los mecanismos de transmisión de la política monetaria le permite a los bancos centrales analizar el impacto de cambios en variables de política sobre variables reales como gasto, producción y desempleo, en el corto plazo y sobre variables nominales como el nivel de precios.¹ La intensidad

¹ En la literatura económica se acepta la neutralidad de la política monetaria sobre variables reales en el largo plazo y la no neutralidad en el corto y mediano plazo (Mies, *et al.*, 2004).

Publica el CEMLA, con la debida autorización, el trabajo de D. Castrillo R., C. Mora G. y C. Torres G., funcionarios del Banco Central de Costa Rica, seleccionado para presentarse en la sesión especial del proyecto conjunto coordinado por el CEMLA sobre "Mecanismos de Transmisión de la Política Monetaria", durante la XIII Reunión Anual de la Red de Investigadores de Bancos Centrales del Continente Americano, celebrada en México, D. F., el 5, 6 y 7 de noviembre del 2008. Los autores reconocen a Juan Carlos Quirós su colaboración en la etapa inicial de esta investigación. Se agradecen las observaciones de Gerardo Licandro, del Banco Central del Uruguay; de Carlos Capistrán, del Banco de México (realizadas en el Seminario de Presentación de Avances de la Investigación Conjunta de Mecanismos de Transmisión de la Política Monetaria), de Evelyn Muñoz y Edwin Tenorio del Banco Central de Costa Rica.

y efectividad de tal transmisión es lo que les permitirá conseguir el objetivo último de estabilidad de precios. Debido al carácter dinámico de la economía, es conveniente que se realice regularmente una revisión de los canales de transmisión de la política monetaria, sobre todo cuando en la economía han ocurrido cambios estructurales o institucionales, como se presumen en el caso de Costa Rica, en donde se ha abandonado gradualmente el uso de agregados monetarios como objetivos intermedios de política, para adoptar una tasa de interés de corto plazo como instrumento de la política monetaria, al tiempo que se ha buscado una mayor flexibilidad cambiaria con miras a instaurar en el mediano plazo un régimen de metas de inflación.

El esfuerzo del Banco Central de Costa Rica (BCCR) por alcanzar la estabilidad de precios y por adoptar este nuevo régimen monetario ha estado antecedido por una serie de vicisitudes económicas en los últimos 17 años. Si bien el Banco logró una desinflación de la economía desde las altas tasas observadas a inicios de la década de los noventa, el crecimiento de los precios fue de alrededor del 14% en promedio para el lapso 1991-2007, superior a la inflación internacional.

El esquema cambiario de paridad ajustable o minidevaluaciones que aplicó el BCCR desde inicios de los ochenta le permitió cierta estabilidad cambiaria y un estímulo a las exportaciones, pero también introdujo inercia inflacionaria, lo cual le dificultó alcanzar menores tasas de inflación. En un contexto de alto grado de control cambiario y movilidad de capitales, el BCCR tuvo un escaso control sobre los agregados monetarios (la denominada *trinidad imposible*), lo que, junto con una dolarización del sistema financiero relativamente alta, no ayudó a reducir la inflación.

El alto grado de dolarización y de concentración del sistema financiero costarricense, ha interferido en la capacidad del BCCR para lograr una adecuada transmisión de sus decisiones de política, en la medida en que la dolarización financiera afecta la función del colón como depósito de valor, influye en el efecto traspaso de la devaluación a precios y altera los valores patrimoniales de los agentes económicos, como resultado de las modificaciones cambiarias (*efecto hoja de balance*).²

² El proceso de dolarización de depósitos bancarios ha estado influido

La organización industrial del sistema financiero costarricense también ha condicionado la actuación del BCCR, al caracterizarse por un mercado con cierto grado de poder monopolístico por parte de los bancos estatales y con márgenes de intermediación relativamente altos (Laverde y Madrigal, 2005), lo cual interfiere en el traspaso de la tasa de política al resto de tasas del mercado.³

La búsqueda de una mayor independencia monetaria para alcanzar la estabilidad de precios llevó al BCCR a iniciar un proceso de adopción del esquema monetario de metas de inflación (BCCR, 2006). Como parte de las reformas necesarias para la aplicación de este esquema, a partir del 17 de octubre del 2006 se aplicó un régimen de banda cambiaria de amplitud creciente que, en ausencia de compromisos cambiarios, permitiría mayor autonomía monetaria.

Este contexto es el que subyace al estudio empírico de los mecanismos de transmisión de la política monetaria en Costa Rica. No obstante, ya se han realizado varias investigaciones del tema en el ámbito del BCCR, las cuales se resumen en el cuadro 1.

El objetivo de la presente investigación es estudiar los efectos de corto y mediano plazo, así como los rezagos con que actúan las modificaciones de la tasa de interés de política monetaria en Costa Rica sobre la inflación y el producto agregado (total y por componentes), por medio de los canales de transmisión de la tasa de interés de mercado, el crédito, las expectativas de los agentes económicos y el tipo de cambio. No se estudia el canal de transmisión del precio de otros activos

por la persistente alta inflación doméstica (Méndez y Kikut, 2003). Por ejemplo, la proporción de los depósitos totales en dólares con respecto al agregado monetario amplio M2 mantuvo una tendencia creciente hasta ubicarse en 105.8% en el segundo trimestre del 2005, aunque posteriormente descendiendo hasta 74.7% en el cuarto trimestre del 2007, en parte motivada por el anuncio y posterior implementación de la mayor flexibilidad cambiaria a finales del 2006.

³ El sistema bancario costarricense, integrado por 16 instituciones de las cuales tres son bancos estatales, posee alrededor del 95% de los activos del sistema financiero y presenta altos niveles de concentración de activos, depósitos y crédito. Los tres bancos comerciales estatales concentran más de dos terceras partes del tamaño del mercado bancario (Rivera y Rodríguez, 2007) y existe evidencia de algún grado de colusión, donde las restantes instituciones siguen al líder (Young, 2005).

CUADRO 1. RESUMEN DE ESTUDIOS SOBRE TRANSMISIÓN DE LA POLÍTICA MONETARIA

	<i>Objetivo</i>	<i>Técnica usada</i>	<i>Principales conclusiones</i>
Madrigal <i>et al.</i> (1999a)	Desarrollar teóricamente el tema		
Madrigal <i>et al.</i> (1999 b)	Determinar la relevancia de la tasa de política monetaria sobre las tasas de interés de mercado.	Análisis gráfico, indicadores adelantados y VAR.	Respuesta rápida de tasas de interés de mercado a tasa de política monetaria; esta respuesta se debilita a partir de la entrada en operación de la subasta conjunta entre el BCCR y el Ministerio de Hacienda.
Flores <i>et al.</i> (2000)	Examinar la transmisión monetaria, y valorar el efecto de innovaciones de la tasa de interés sobre el producto e importancia del canal de crédito	VAR estructural y funciones de impulso respuesta generalizadas	Producto se desacelera en el muy corto plazo y los precios tienden a aumentar (efecto <i>price puzzle</i>), atribuido al efecto traspaso de la devaluación a precios (<i>pass-through</i>), asociado con el aumento en la tasa. Este efecto se reduce significativamente al controlar por precios y tasas de interés externas. Impacto pequeño del canal del crédito.
Mayorga y Torres (2004)	Estudiar el mecanismo de transmisión del crédito bancario.	VAR	Poca relevancia del canal de crédito, debido principalmente a la gran apertura de la economía (los bancos privados, al poseer líneas de crédito externas, mantiene fondos prestables a pesar de las restricciones monetarias internas).
Muñoz y Tenorio (2008 a)	Incorporar la flexibilidad cambiaria en el Modelo Macroeconómico de Proyección Trimestral (MMPT)	Modelo semi-estructural	100 puntos base (pb) de incremento en tasa de política monetaria: reducen la brecha del producto (-14 pb) y la inflación (-35 pb) con un año de rezago; aprecia el colón (-130 pb) con un rezago de tres trimestres.
Durán y Esquivel (2008)	Medir el efecto traspaso de la tasa de política monetaria a las tasas de interés del mercado.	Modelo de vectores de corrección de error (VECM)	Las tasas de interés sobre préstamos y depósitos de los bancos demoran 9.4 y 5 meses, respectivamente, en traspasar completamente un choque de la tasa de política, pero que esos promedios se reducen a 3.5 y 2 meses, en su orden, a partir de la introducción del sistema de banda cambiaria en octubre del 2006.

FUENTE: elaboración propia.

(como terrenos, edificios y acciones de empresas), porque *a priori* se considera poco importante en Costa Rica, dada la poca profundidad y sofisticación de nuestro mercado bursátil, el cual opera esencialmente con títulos de deuda y pocas transacciones de acciones de empresas privadas.

Con respecto a los trabajos empíricos previos, esta investigación pretende generar valor agregado en varios aspectos. Primero, se estudia la transmisión de la política monetaria a los componentes del producto interno bruto (PIB) por el lado del gasto (consumo de los hogares, formación bruta de capital y exportaciones netas). Segundo, se utilizan datos trimestrales y mensuales recientes; particularmente con estos últimos se complementa el conocimiento de los mecanismos de transmisión implícitos en el MMPT, pero en plazos más cortos. Tercero, se otorga especial tratamiento en la especificación del modelo a las características relevantes de la economía costarricense, como la dolarización financiera relativamente alta y el control del posible cambio estructural en el traspaso de la tasa de interés de política a las restantes tasas del mercado, al instaurarse el sistema de banda cambiaria (Durán y Esquivel, 2008).

El documento se organiza de la siguiente manera: en la segunda sección se mencionan los aspectos teóricos primordiales sobre los mecanismos de transmisión de la política monetaria. La tercera sección describe la metodología econométrica utilizada. La cuarta parte contiene los principales resultados empíricos y la quinta sección concluye.

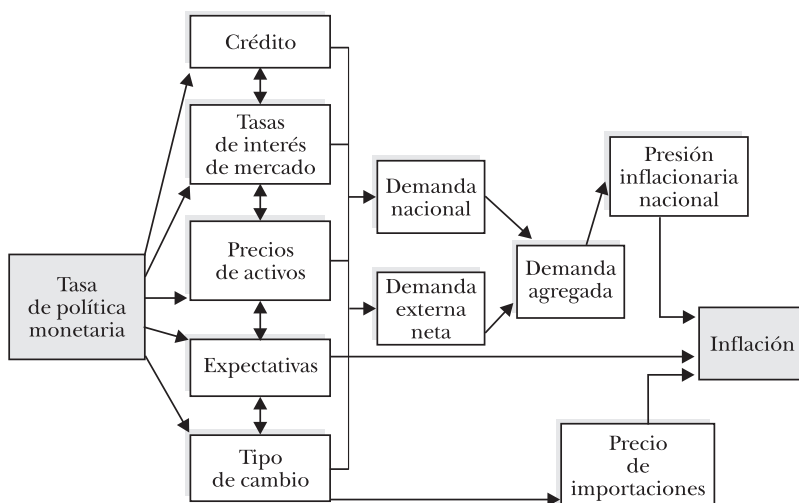
II. ASPECTOS TEÓRICOS

Los efectos de la política monetaria sobre la economía y los canales por los que estos transitan, son objeto de una continua discusión y sobre la cual no se ha obtenido un consenso claro aún. No obstante, para que las autoridades monetarias logren perfeccionar el diseño e implementación de la política monetaria es necesario el conocimiento, con algún grado de detalle, de la forma y el rezago con que sus acciones fluyen e impactan sobre la economía. Según Mishkin (1996), esa situación necesariamente conlleva la identificación y entendimiento de los mecanismos según los cuales la política

monetaria afecta a los principales fundamentos económicos.

De acuerdo con Schwartz (1998), el proceso del mecanismo de transmisión inicia a partir del momento en que el banco central actúa sobre el mercado de dinero y sus acciones (mediante cambios en la tasa de interés de política) tienen efecto sobre las tasas de interés de corto plazo. Posteriormente, éstas afectan las tasas de interés de largo plazo, los precios de los activos, las expectativas y el tipo de cambio, las cuales finalmente impactarán (con cierto rezago) sobre la demanda y por ende, en los precios. El diagrama 1 describe simplificada-mente este proceso.

DIAGRAMA 1. MECANISMOS DE TRANSMISIÓN DE LA POLÍTICA MONETARIA



Existe abundante literatura económica sobre el tema, reconociéndose cinco grandes canales de transmisión, a saber crédito, tasas de interés de mercado, precios de activos (valor de acciones de las empresas, terrenos, viviendas y edificaciones, entre otros), expectativas de inflación de los agentes y tipo de cambio.⁴ Varios de estos canales no son mecanismos independientes, sino más bien procesos simultáneos y en ocasiones complementarios. En esta literatura se critica la ausencia de un esquema analítico que integre de manera conjunta

⁴ Ver Ireland (2005), Kuttner y Mosser (2002), Mies *et al.* (2004) y Mishkin (1996), entre otros.

y detallada, los distintos mecanismos de transmisión, ya que los diferentes trabajos se han preocupado de estudiarlos de forma separada.

A continuación se revisarán brevemente los principales canales de transmisión monetaria y su impacto final sobre algunas variables económicas relevantes.

1. Canal de tasa de interés

En este canal la autoridad monetaria, mediante operaciones de mercado abierto, provoca variaciones en la cantidad de dinero en circulación que se traduce en cambios en la tasa de interés nominal de mercado que, dada alguna rigidez en el mecanismo de ajuste en la economía, se convierte en variaciones en la tasa de interés real con los respectivos efectos sobre los planes de consumo e inversión y, por ende, en el nivel de producto y precios.

2. Canal de activos

En este canal se reconoce que el mercado de los activos, como el precio de los inmuebles (terrenos, edificaciones y viviendas) y de las acciones de las empresas, entre otros, también responden a cambios de la política monetaria, sobre todo si los agentes económicos esperan que dichos cambios sean permanentes.⁵

De acuerdo con la teoría monetaria, se generarán variaciones en el precio de los activos reales, ante cambios en la demanda de éstos, debido a que los agentes económicos cambiarán dinero por activos reales y viceversa, según sea el tono de la política monetaria (expansiva o contractiva).

La teoría q de Tobin, (Tobin, 1969) explica este mecanismo para el caso del valor de las acciones de las empresas, ya que define q como la relación entre el valor de mercado de una empresa y el costo de reposición de su capital. Cuando q

⁵ Si bien este canal es importante en países industrializados, con mercados bursátiles desarrollados y profundos, como se mencionó en la sección introductoria, en Costa Rica el mercado es esencialmente de títulos de deuda, con poco volumen de transacciones de acciones de empresas privadas, por lo que no sería un canal de transmisión relevante en la actualidad; desestimándose por ahora su estudio empírico.

es inferior a la unidad (costo de reposición del capital de la empresa mayor que su valor de mercado), las empresas no se verán incentivadas en realizar inversiones; caso contrario ocurre cuando q supera la unidad.

Si se sigue una política monetaria contractiva, por ejemplo, los agentes ajustan sus gastos realizando una menor inversión en acciones y, por ende, una disminución en el precio de éstas, lo que conduce a una q menor y a una menor inversión, producción y demanda agregada, con su respectiva disminución del nivel de precios en la economía.

La teoría del ciclo de vida de Modigliani (Modigliani y Miller, 1963) también presenta una interpretación alternativa para este mecanismo de transmisión, llamado *efecto riqueza en el consumo*. Esta teoría muestra que la riqueza de las personas está determinada por el ingreso esperado por ellas a lo largo de sus vidas. Dicha riqueza depende, entre otros, del valor de los activos reales que se posean. De esta forma, cuando el precio de los activos cae como consecuencia de una política monetaria restrictiva, por ejemplo, el ingreso esperado por las personas decrece, se reduce su consumo y se contrae por este medio el producto agregado y el nivel de precios de la economía.

3. Canal del crédito

En términos generales, este canal señala que una política monetaria contractiva debería causar un descenso en el crédito bancario, aumentando la probabilidad de una disminución en la actividad económica, al restringirse sus posibilidades de gasto. Un enfoque que explica la influencia de ese canal en la actividad económica es el de préstamos bancarios, el cual postula que una contracción monetaria va a traer consigo una disminución de las reservas bancarias, lo cual aumenta el costo marginal de realizar préstamos en la industria bancaria, limitándose los recursos disponibles para ser colocados en la economía. Con ello se reduce la capacidad de gasto y las presiones inflacionarias.

Otro enfoque mencionado en la literatura teórica es el de *hoja de balance*, en el cual una deteriorada posición patrimonial de las firmas, como consecuencia de una contracción monetaria que disminuye su valor de mercado (q de Tobin),

afecta su viabilidad como sujetas de crédito, y conlleva que a las entidades bancarias les reduzcan la oferta de fondos prestables, contrayéndose el gasto y la presión sobre los precios internos.⁶

4. Canal de expectativas de los agentes económicos

Este canal se concentra en la influencia directa que ejercen los anuncios de política monetaria sobre la formación de las expectativas inflacionarias de los agentes económicos. La propia credibilidad del banco central jugará un papel principal, al permitir influir en los planes de gasto de los agentes económicos. Se supone que las expectativas de los agentes se forman racionalmente, es decir que estos se comportan como si tuvieran conocimiento del modelo que describe la economía, por lo que no cometen errores sistemáticos al predecir el comportamiento de las variables. Una vez formuladas las expectativas, los agentes actuarán en el mercado laboral y financiero de cierta forma que podría perjudicar o favorecer el objetivo de estabilidad de precios de la autoridad monetaria.

5. Canal de tipo de cambio

De acuerdo con Mies *et al.* (2004), si el tipo de cambio no es fijo, su comportamiento debería depender de la tasa de interés, según lo indica la relación de paridad descubierta de tasas de interés. Es decir, un incremento inesperado en la tasa de interés nacional (*ceteris paribus*) debiera apreciar la moneda local.⁷ El mayor valor de la moneda incrementa el precio de los bienes del país en relación con los externos, generando una caída en las exportaciones netas y en la demanda agregada.

⁶ No obstante lo anterior, por la misma razón que el canal del precio de los activos no sería relevante en Costa Rica, tampoco se espera que este segundo enfoque tenga gran aplicación en nuestro país, en la medida en que hay un bajo volumen de transacciones de acciones de empresas en el mercado.

⁷ Tasas de interés más altas, relativas a tasas de interés externas equivalentes, aumentan el atractivo de los depósitos (activos) en moneda nacional para los inversionistas foráneos. Así que el tipo de cambio debe moverse a un nivel donde los inversionistas esperen una depreciación futura lo suficientemente grande para igualar el rendimiento esperado entre depósitos internos y externos.

A su vez, el tipo de cambio afecta directamente la inflación por medio del componente de las importaciones (*pass through*). Es decir, una política monetaria restrictiva, disminuirá el componente importado de la inflación. Si se supone simetría en los efectos del tipo de cambio, el proceso opuesto se genera mediante una política monetaria laxa.

III. METODOLOGÍA

Se estudian los mecanismos de transmisión de la política monetaria mediante modelos SVAR (Structural Vector Autorregresivo) y modelos VAR no restringidos (Unrestricted Vector Autorregresivo), los cuales fueron desarrollados originalmente por Sims (1980).⁸ Se recurre a la interpretación de las funciones de impulso respuesta (FIR), generadas a partir de la simulación de innovaciones o choques transitorios de la tasa de interés de política monetaria y de otras variables de interés. En ciertos casos, también se interpreta la descomposición de la varianza de los errores de pronóstico de algunas variables.

Son numerosas las aplicaciones de los SVAR y VAR en el contexto de los mecanismos de transmisión de la política monetaria (a nivel internacional, ver por ejemplo la investigación de Christiano, Eichenbaum y Evans, 1998 y en el ámbito del BCCR, el trabajo de Flores *et al.*, 2000). Esta metodología tiene ventajas aunque también se le señalan algunas limitaciones,⁹

⁸ Los modelos SVAR, a diferencia de los VAR, reconocen la existencia de efectos contemporáneos entre las variables, con lo que las innovaciones que se simulan a partir de los errores de las ecuaciones de los modelos se interpretan como choques estructurales (los choques simulados con modelos VAR no restringidos son en forma reducida). Lo anterior hace necesario explicitar las restricciones de identificación de los modelos, para lo cual se utiliza la estructura de modelos macroeconómicos de pequeña escala, así como la ayuda de principios de teoría económica y supuestos económicos que han sido incorporados en modelos del ámbito de la banca central, como pueden ser la neutralidad del dinero en el largo plazo y la consideración de rigideces a la baja en precios y salarios nominales en el corto plazo en la economía.

⁹ Entre otras: *a*) suponer la constancia de las preferencias y prioridades del banco central y de la estructura de la economía; *b*) incorporar a veces variables no sustentadas por la teoría económica, especificadas con largos rezagos y con parámetros no significativos; *c*) dependencia de algunos re-

por lo que los resultados empíricos deben considerarse como indicadores de la dirección más que de la magnitud específica de los efectos en las variables.¹⁰

Se utilizan datos trimestrales y mensuales del periodo 1991-2007 y para subperiodos de esta muestra.¹¹ El uso de variables mensuales otorga mayores grados de libertad en la estimación econométrica y permite estudiar la transmisión monetaria en plazos cortos, lo que es de interés para las autoridades monetarias.

En el Anexo 1 se describen cada una de las variables empleadas, aunque conviene aclarar el caso de la tasa de política monetaria utilizada. Como se mencionó en la sección introductoria, el BCCR abandonó gradualmente el uso de agregados monetarios (como objetivos intermedios de política), para definir y adoptar expresamente una tasa de interés de política monetaria en años recientes. No obstante, la tasa de interés pasiva de los bonos de estabilización monetaria (BEM) del BCCR a seis meses plazo fue asumida como un indicador de la tasa de política en esos primeros años, dado que la mayoría de los vencimientos de los BEM se concentraban a ese plazo y porque esta tasa era incluida en la tasa básica pasiva calculada por el BCCR, la cual es de amplia difusión en el medio financiero local.¹² De esta forma y al igual que en otras

sultados según el periodo de análisis y el ordenamiento de las variables en los modelos; d) choques de política monetaria poco correlacionados en los distintos modelos (Mies *et al.*, 2004).

¹⁰ Una alternativa a la aplicación de modelos SVAR y VAR para estudiar los mecanismos de transmisión es la utilización de un modelo de equilibrio general dinámico y estocástico de la economía (idealmente estimado con técnicas bayesianas), que permita aproximar las elasticidades de las principales variables macroeconómicas de interés, ante choques de política que se simulen. Al respecto, en el BCCR se busca dar los primeros pasos para desarrollar un modelo de este tipo (Departamento de Investigación Económica, 2008).

¹¹ Se excluyen los primeros años (1991-1995) de la muestra total en que la inflación exhibió gran volatilidad. De esta forma, se considera un lapso en el que inicia una desinflación de la economía a partir 1995. Además, se excluyen los últimos 15 meses de la muestra que corresponden al nuevo régimen cambiario de banda.

¹² Durante esos años los BEM a seis meses plazo fueron utilizados ampliamente en las operaciones de mercado abierto, en conjunto con inversiones de corto plazo, con el fin de esterilizar los excesos de liquidez en la economía.

investigaciones sobre el tema, la tasa de estos bonos es utilizada como variable sustituta de la postura de la política monetaria de enero de 1991 a febrero 2004, complementada con las sucesivas definiciones de la tasa de política que explícitamente se han venido adoptando hasta el 2007: la tasa bruta pasiva del sistema de inversiones a corto plazo (SICP) del BCCR para las captaciones a 30 días plazo (a partir del 16 de febrero del 2004); la tasa bruta pasiva del SICP para los depósitos bancarios a un día plazo en el BCCR (a partir del 16 marzo del 2006) y la tasa bruta pasiva de la facilidad de depósito a un día plazo (depósito overnight) (del 4 de septiembre del 2007 en adelante, que es el último año de la muestra utilizada) (Tenorio, 2008).¹³

En esencia, los modelos SVAR trimestrales incorporan las variables más importantes de la estructura del MMPT: brecha del producto (y_t^b); tasa de inflación (dp); expectativas inflacionarias de los agentes económicos (E_t); tasa de interés de política monetaria (R_t) y variación interanual del tipo de cambio real (dq_t):

$$(1) \quad [y_t^b \ dp_t \ E_t \ R_t \ dq_t].$$

Dada la importante participación del consumo y la inversión en el producto (en torno a 70% y 20% en el periodo estudiado, respectivamente), los modelos consideran también la variación de los componentes del PIB real por el lado del gasto: consumo final o de los hogares sin su componente importado (dc_t); formación bruta de capital privado (dk_t) y exportaciones netas (dxn_t):

$$(2) \quad [y_t^b \ dp_t \ E_t \ R_t \ dq_t \ dc_t \ dk_t \ dxn_t].$$

Donde la letra d denota la tasa de variación interanual de la variable en cuestión.

Para la identificación de los choques de política monetaria en el corto plazo en estos modelos SVAR, se utiliza la estructura (ecuaciones e identidades) del MMPT, el cual es un modelo neokeynesiano semiestructural relativamente estándar en el

¹³ A partir del 29 de mayo del 2008 y hasta la fecha, la tasa de política corresponde a la tasa de interés que cobra el BCCR en sus operaciones activas (préstamos) a un día plazo en el mercado interbancario de dinero.

ámbito de la banca central. En el Anexo 2 se detalla el procedimiento.

Con fines comparativos, el análisis se complementa con modelos VAR trimestrales, cuyas definiciones de variables no están determinadas necesariamente por la estructura del MMPT.¹⁴ Estos modelos permiten simular innovaciones sobre una tasa de interés más correlacionada con los componentes de la demanda agregada, debido a que constituye una medida de mayor plazo en la estructura de tasas (Anexo 3). Las variables desestacionalizadas (excepto la tasa de interés) en niveles que los conforman son: tasa de interés activa promedio (i_t); expectativas de inflación; crédito al sector privado (cp_t) y tipo de cambio nominal (e_t); así como las variables de actividad económica (y_t) y precios (p_t):¹⁵

$$(3) \quad [i_t \ E_t \ cp_t \ e_t \ y_t \ p_t].$$

El modelo que incorpora las variables del PIB por el lado del gasto es:

$$(4) \quad [i_t \ E_t \ e_t \ cp_t \ c_t \ k_t \ xn_t \ p_t].$$

Para estudiar la transmisión monetaria en plazos más breves y para analizar la relación entre la tasa de política y la tasa activa promedio, también se definen modelos mensuales con variables en niveles que incluyen, además de la tasa de interés de política monetaria, variables de transmisión (tasa de

¹⁴ Complementar los resultados de los modelos SVAR con los de los modelos VAR permite enfrentar la observación de que la primera técnica sería más apropiada para estudiar la transmisión monetaria en economías desarrolladas, no sujetas a gran volatilidad y choques externos, con las principales variables macroeconómicas, en especial la inflación, más cercanas a la concepción de estado estacionario y, por tanto, con una política monetaria relativamente independiente y consolidada, centrada en el manejo de una tasa de interés de corto plazo. Por el contrario, las economías en desarrollo, pequeñas y abiertas, enfrentan mayores choques externos y cambios institucionales; incluso algunas de ellas recién están abandonando la fijación cambiaria, por lo que todavía no alcanzan la independencia de la política monetaria y la estabilidad de precios. Para este tipo de economías, los modelos VAR sencillos que incluyen las variables macroeconómicas más importantes suelen tener buenos resultados.

¹⁵ Dado que la investigación se centra en el estudio de las FIR y no en la realización de predicciones económicas, se permite la utilización de variables cointegradas en niveles.

interés activa; expectativas de inflación; tipo de cambio nominal y crédito al sector privado); la actividad económica y los precios:

$$(5) \quad [R_t \ i_t \ E_t \ e_t \ cpr_t \ y_t \ p_t].$$

Además, se definen modelos con variables en términos reales: tasa de interés activa real (r_t) y crédito real (cpr_t). Las variables de gasto se mensualizan utilizando indicadores sintéticos relacionados y se separan las exportaciones (x_t) e importaciones (m_t):

$$(6) \quad [r_t \ q_t \ cpr_t \ c_t \ k_t \ x_t \ m_t \ p_t].$$

La metodología de estimación parte examinando el grado de integración de las variables, mediante pruebas robustas para enfrentar probables cambios estructurales, así como sus propiedades de cointegración en los modelos. Asimismo, se estudia la normalidad en la distribución de los errores y la autocorrelación y de los mismos, con el fin de asegurar la ortogonalidad (independencia) de los choques de política monetaria que se simulen.

Dada la gran apertura de la economía costarricense, así como la dolarización financiera relativamente alta y la exposición a choques estructurales, todos los modelos VAR y SVAR utilizados controlan al menos por el comportamiento exógeno de precios y tasas de interés internacionales, el grado de dolarización y por una variable ficticia, para enfrentar el cambio en el traspaso de la tasa de interés de política al resto de tasas de interés del mercado, que presumiblemente ocurrió a finales del 2006 (Durán y Esquivel, 2008).

IV. EVIDENCIA EMPÍRICA

A continuación se analizan las funciones de impulso respuesta (FIR) de los modelos SVAR y VAR, los cuales fueron apropiados econométricamente.¹⁶

¹⁶ Los errores no presentaron autocorrelación, lo que permite asegurar innovaciones de política independientes (ortogonales) del resto de choques del sistema. La normalidad en la distribución conjunta de los residuales se verificó en los modelos (3), (4) y (6). Todas las variables trimestrales de los modelos SVAR fueron estacionarias, mientras que fueron integradas de

1. Modelos SVAR trimestrales

Cuando se utiliza el modelo (1) y se toma en cuenta todo el periodo de análisis (1991-2007), se observa que una innovación de la tasa de interés de política monetaria ocasiona reducciones transitorias en el crecimiento del tipo de cambio real, así como menor inflación interna y expectativas inflacionarias. Estos efectos ocurren durante el trimestre en que se simula la innovación (Anexo 5).

La ligera reducción en el crecimiento del tipo de cambio real, tanto en el trimestre en que ocurre el choque como con cinco trimestres de rezago, se explicaría por el rompimiento de la condición de paridad descubierta de tasas de interés, dado que (*ceteris paribus*) el mayor rendimiento relativo interno resultante fomentaría influjos de capitales que presionarían hacia la apreciación real.¹⁷

La disminución de la inflación, que ocurre como consecuencia de la restricción monetaria, es tanto un efecto directo como por medio de menores expectativas inflacionarias, pues aunque la innovación de la tasa de política apunta a una reducción acumulada de la brecha del producto, este efecto carece de fuerza estadística (Anexo 6). Lo anterior refleja la importancia del canal de expectativas de inflación en la transmisión del tono de la política monetaria, lo que sugiere que los agentes económicos efectivamente incorporan la información referente a la restricción monetaria para formar coherentemente menores expectativas inflacionarias.

Al excluir la mayor volatilidad de la inflación observada al inicio del periodo de análisis y centrarse en el lapso 1996-2007, sí se observa que la innovación de la tasa de política monetaria reduce la brecha del producto en forma significativa.¹⁸ Al

orden uno en los modelos VAR mensuales estimados en niveles, según pruebas de Perron (1997) y Zivot-Andrews (1992) (Anexo 4). Asimismo, todos los modelos poseen rezagos estadísticamente significativos de las variables y en todos ellos se verificó su cointegración.

¹⁷ En efecto, se ha encontrado que los flujos de capital son un fundamento importante que afecta en forma inversa el tipo de cambio real en los modelos estimados en el BCCR (Torres, 2007; y Mora y Torres, 2008).

¹⁸ Este cambio en la transmisión monetaria es acorde con el hecho de que la variabilidad del error de pronóstico de la inflación a un horizonte de dos años es explicada fundamentalmente por los choques de la brecha del producto (Anexo 7).

igual que en el periodo muestral completo, la innovación también disminuye las expectativas inflacionarias, la inflación interna y el tipo de cambio real. Todos estos efectos se manifiestan transitoriamente durante el trimestre en que ocurre la innovación (Anexo 8).

Hay evidencia de una relación directa entre una política monetaria contractiva y el menor crecimiento de los precios, efecto que también está influido por las menores expectativas inflacionarias y brecha del producto. Se observa que la disminución de esta última variable tiene efectos contractivos adicionales sobre la inflación.

De esta forma, se puede concluir que las expectativas de inflación de los agentes económicos desempeñan un importante canal de transmisión de la política monetaria, el cual se ve reforzado por el efecto que la tasa de interés de política monetaria induce sobre la brecha del producto en el periodo más reciente, lo cual contribuye también a aplacar la presión inflacionaria.

Conviene señalar que una apreciación real y una reducción en la brecha del producto, en las expectativas inflacionarias y en la inflación, son resultados que también se han documentado cuando se simula un incremento en la tasa de política en el MMPT (Muñoz y Tenorio, 2008a, 2008b), lo que coincide con la evidencia de los modelos SVAR de la presente investigación.

Cuando se utiliza el modelo (2), que incluye los componentes del PIB por el lado del gasto en el periodo 1991-2007, se observa que una innovación de la tasa de interés de política monetaria solo ocasiona efectos transitorios sobre el crecimiento de la formación bruta de capital privado. Aunque esta variable se desacelera en el tiempo, su efecto inicial en el trimestre del choque es inesperadamente positivo (Anexo 9). De acuerdo con los resultados del modelo (2), esto se debe a que las expectativas inflacionarias también reaccionan al choque de política monetaria, lo cual invalida su efecto sobre las tasas de interés reales, que son las de mayor incidencia sobre los planes de inversión privada.

En el periodo 1996-2007 es más clara la ausencia de reacción directa de los componentes de la demanda agregada, ante una innovación de la tasa de interés de política monetaria. En efecto, no se observan alteraciones significativas de las

tasas de crecimiento de los gastos de consumo de los hogares, la formación bruta de capital privado ni las exportaciones netas, como consecuencia de la restricción monetaria (Anexo 10).

En resumen, la evidencia empírica de los modelos SVAR hasta ahora refleja un escaso efecto de la tasa de interés de política monetaria sobre la evolución de los componentes del PIB por el lado del gasto.

A continuación se utilizan modelos VAR con datos trimestrales en niveles para el periodo 1999-2007, los cuales no imponen restricciones de identificación ni utilizan la misma definición de variables de la estructura del modelo MMPT.

2. Modelos VAR trimestrales

En esta sección se incluyen variables para estudiar el canal de expectativas, del crédito y del tipo de cambio nominal y se vuelven a estudiar los efectos de la política monetaria sobre los componentes de la demanda agregada, pero incorporando una tasa de interés activa ponderada del sistema financiero más correlacionada con el gasto interno (Anexo 3).

Con el modelo (3) y durante el periodo de análisis (1999-2007), se encuentran indicios de que una innovación en la tasa de interés activa ponderada disminuye el nivel de precios y el crédito privado con dos y tres trimestres de rezago, respectivamente. Las demás variables no presentan reacción significativa (Anexo 11).

Cuando en el modelo (4) se incluyen los componentes de demanda agregada, puede observarse que, *ceteris paribus*, una innovación de la tasa de interés activa no produce efectos significativos sobre los gastos de consumo final, las exportaciones netas y la formación bruta de capital privado (Anexo 12); lo cual es coherente con los hallazgos de Muñoz *et al.* (2006), quienes utilizaron la técnica de cointegración en dos etapas de Engle y Granger y series de consumo y formación bruta de capital totales. De hecho, estas variables se muestran relativamente autorregresivas en el modelo, es decir, responden mayormente a sus propios choques, aunque también reaccionan a innovaciones en otras variables.¹⁹ Hay respuestas transitorias

¹⁹ En el horizonte de un año, la descomposición de la varianza del error

del consumo, las exportaciones netas y la formación bruta de capital a choques directos del crédito, el consumo y el tipo de cambio nominal, en ese orden (Anexo 12).

Lo anterior sugiere que aunque un aumento de la tasa de interés activa carecería de fuerza estadística para reducir directamente el consumo, una restricción del crédito mediante otras medidas sí lograría hacerlo durante el trimestre en que se implemente la política. Tal choque negativo del consumo contribuiría, a su vez, a mejorar las exportaciones netas, presumiblemente por su efecto negativo sobre las importaciones, aunque este modelo no separa las ventas y compras externas para corroborarlo.

Finalmente y como se mencionó, la formación bruta de capital no reacciona significativamente a innovaciones de la tasa activa, pero si lo hace en forma transitoria ante choques directos del tipo de cambio nominal,²⁰ lo que podría estar reflejando que la depreciación nominal mejora la rentabilidad relativa de la producción de bienes transables, lo que incentiva la inversión en ese sector, para responder a la mayor demanda.

3. Modelos VAR mensuales

Para ahondar en el estudio de la transmisión de la política monetaria en periodos más cortos, en este apartado se discuten los resultados de modelos VAR no restringidos, con datos mensuales a partir de 1999. Como antes, se toma en cuenta la tasa de interés activa ponderada, las expectativas de inflación,

de pronóstico del consumo, de las exportaciones netas y de la formación bruta de capital muestra que la contribución relativa de cada choque propio fue 70%, 28% y 46%, respectivamente. Otras variables que también explican sus variabilidades son: el crédito (20%), el consumo (19%) y el tipo de cambio nominal (24%), en ese orden (Anexo 12).

²⁰ No es objetivo de esta investigación analizar el impacto de la política cambiaria sobre la economía, dado que ésta variable está considerada como un canal de transmisión de la política monetaria y no un instrumento de política, sin embargo, se analizó el efecto de corto plazo de innovaciones en el tipo de cambio sobre las principales variables macroeconómicas, determinándose que éste es transitoriamente expansivo sobre la brecha del producto y sobre los componentes de la demanda agregada (gasto de consumo final sin su componente importado, formación bruta de capital privado y las exportaciones), pero en el mediano plazo solo se reflejan en mayores inflaciones.

el crédito, el tipo de cambio nominal, el producto y sus componentes por el lado del gasto. Además, se incluyen separadamente las exportaciones e importaciones totales de bienes y servicios.²¹

Las funciones FIR del modelo (5) muestran que para el periodo 1999-2007, un aumento transitorio en la tasa de interés de política monetaria origina el mismo efecto en la tasa activa promedio del sistema financiero, con un rezago de tres a siete meses.²² La reacción de la tasa activa permite reducciones en la producción real de la economía y en el crédito al sector privado, con uno y doce meses de rezago, respectivamente. Adicionalmente, hay indicios de que el crecimiento del nivel de precios se desacelera a los siete meses del choque en las tasas de interés activas, pero este efecto no posee el suficiente respaldo estadístico (Anexo 13, gráfica A.IX).²³

Al excluir los últimos 15 meses de la muestra y centrarse en el subperiodo en el cual estaba vigente el régimen de minidevaluaciones, las innovaciones de la tasa de interés de política afectan a la tasa activa ponderada del sistema financiero, pero esta última, a diferencia del periodo total, solo tiene impacto sobre la producción real transitoria y contemporáneamente (Anexo 13, gráfica A.X).²⁴ La reacción del tipo de cambio nominal no es la esperable, puesto que durante casi toda la muestra esta variable fue predeterminada por el régimen de minidevaluaciones; lo anterior corrobora lo encontrado en Flores *et al.* (2000), donde la respuesta del tipo de cambio a una innovación de la tasa de interés era prácticamente nula

²¹ Controlando por los precios internacionales del petróleo, un índice de producción del principal socio comercial del país y la meta inflacionaria establecida por el BCCR, además de otras variables exógenas señaladas en los modelos estructurales.

²² Este resultado es coherente con la evidencia señalada por Durán y Esquivel (2008), donde se determina que una innovación de la tasa de interés de política afecta la tasa activa del sistema financiero con 3.5 meses de rezago.

²³ Al analizar la descomposición de la varianza del índice de precios al productor se comprueba que la variabilidad de su error de pronóstico depende en el corto plazo de sí misma y de las expectativas de inflación y en el mediano plazo de la evolución del tipo de cambio nominal.

²⁴ La descomposición de la varianza del producto real muestra que la variabilidad de su error de pronóstico es mayormente explicada por sí misma y en menor medida por la tasa activa ponderada y el crédito al sector privado.

durante los primeros seis meses. No obstante, otras investigaciones han encontrado un efecto traspaso de la devaluación a precios, el cual ha perdido relevancia especialmente luego de la instauración del régimen de banda cambiaria en octubre del 2006 (Castrillo y Laverde, 2008).

En el modelo (6), al incluir los componentes de la demanda agregada en el periodo total (1999-2007), se observa que ante la innovación en la tasa activa real el consumo de los hogares y la formación bruta de capital experimentan disminuciones en los primeros meses luego del choque en la tasa de interés, pero estos efectos carecen de significancia estadística²⁵ (Anexo 13, grafica A.XI).

Al centrar el análisis en el periodo de 1999 a octubre del 2006 (Anexo 13, gráfica A.XII), si bien el choque en la tasa activa real señala una reducción en el consumo de los hogares, este efecto carece de respaldo estadístico, por lo que la reducción en el crecimiento de los precios sería el efecto directo de la innovación inicial.²⁶

La evidencia empírica hallada en los apartados IV, inciso 1 a IV, inciso 3 muestra que los principales mecanismos de transmisión de la política monetaria para Costa Rica en el periodo estudiado son los canales de tasa de interés, de expectativas y en menor medida el canal del crédito.

La tasa de política monetaria influye sobre las tasas del sistema financiero, con un rezago de al menos tres meses. Es por medio de estas tasas de mediano y largo plazo que se influye sobre la actividad económica y los precios. Con respecto a las expectativas de inflación, éste es un importante canal de transmisión hacia los precios durante los primeros tres meses a partir del choque de política monetaria. Más recientemente,

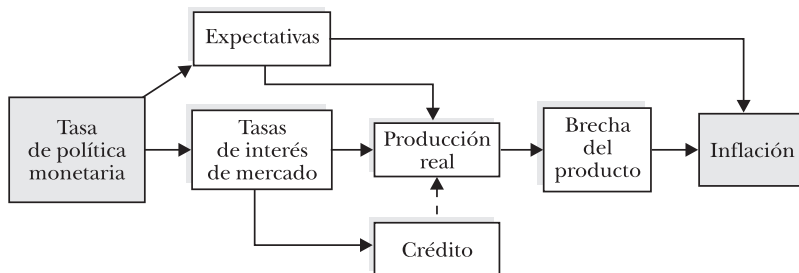
²⁵ Al analizar la descomposición de la varianza del consumo de los hogares y de la formación bruta de capital, se observa que la variabilidad de su error de pronóstico en el mediano plazo es fundamentalmente explicada por sí misma y en menor medida por las innovaciones de la tasa activa real, el tipo de cambio real y el crédito al sector privado.

²⁶ La descomposición de la varianza del logaritmo del IPC señala que la variabilidad de su error de pronóstico es explicada por la misma variable y la tasa activa real ponderada. En los modelos SVAR trimestrales, descritos en el apartado IV, inciso 2, se había señalado que la varianza de la inflación es descrita por los choques de expectativas inflacionarias, las cuales no se contemplaron en los modelos VAR que incluyen los componentes de la demanda agregada.

dicho canal refuerza el efecto que la política monetaria tiene sobre la brecha del producto y ésta, a su vez, sobre la inflación.

Cuando se analiza el subperiodo hasta octubre de 2006, se encuentra que el canal del crédito no es importante. No obstante, cuando se incluye el periodo de mayor flexibilidad cambiaria, este canal empieza a adquirir cierta relevancia, pero con un rezago mayor a los quince meses. Los efectos de los canales de transmisión se resumen en el diagrama 2.

DIAGRAMA 2. EVIDENCIA DE LOS MECANISMOS DE TRANSMISIÓN DE LA POLÍTICA MONETARIA EN COSTA RICA



V. CONSIDERACIONES FINALES

La presente investigación se planteó como objetivo el estudio de los mecanismos de transmisión de la política monetaria en Costa Rica, para determinar los canales de transmisión más importantes, así como el rezago con que actúa la política monetaria sobre las principales variables macroeconómicas. Para ello, se recurrió a la técnica de vectores autorregresivos, cuyos resultados deben considerarse como indicadores de la dirección más que de la magnitud específica de los efectos en las variables.

Cuando se controla por el comportamiento de la tasa de interés y los precios externos, así como por el grado de dolarización financiera interna, la evidencia empírica muestra que los principales canales de transmisión monetaria para Costa Rica en el periodo estudiado son la tasa de interés y las expectativas de los agentes económicos.

La tasa de política monetaria influye sobre las tasas del sistema financiero, con un rezago de al menos tres meses, lo que coincide con lo reportado en la investigación sobre el efecto traspaso de la tasa de política al resto de tasas del mercado.

Este efecto cobra relevancia por el hecho de que es por medio de estas tasas de mediano plazo, más correlacionadas con el gasto interno, que se influye sobre la actividad económica y los precios. No obstante, al analizar el efecto de la política monetaria y de las tasas de interés activas sobre los componentes del producto por el lado de la demanda agregada, se observa un efecto débil sobre los gastos de consumo y la formación bruta de capital privado. De esta forma, el efecto de innovaciones de la política monetaria sobre el producto y sus componentes no es del todo claro. En línea con resultados de investigaciones previas, esto puede estar reflejando que durante casi toda la muestra utilizada (enero de 1991 a octubre 2006), el régimen cambiario limitó la capacidad del BCCR para implementar una política monetaria independiente.

Con respecto a las expectativas de inflación, se concluye que éste es un importante canal de transmisión hacia los precios durante los primeros tres meses a partir del choque de política monetaria. Más recientemente, dicho canal se ve reforzado por el efecto que la política monetaria tiene sobre la brecha del producto y ésta, a su vez, sobre la inflación, con el rezago mencionado.

Cuando se analiza el subperiodo hasta octubre del 2006, se encuentra que el canal del crédito no es importante, lo cual también ha sido reportado en investigaciones previas. No obstante, al incluir el periodo de mayor flexibilidad cambiaria este canal empieza a adquirir cierta relevancia para transmitir el tono de la política monetaria, pero con un rezago mayor a los quince meses, por lo que no es un canal oportuno para influir sobre el producto y los precios, los cuales reaccionan con mayor antelación. Lo que si se observa es que, *ceteris paribus*, un choque crediticio directo aumenta el gasto de consumo final.

Por otra parte, no se encontró evidencia de que el tipo de cambio responda a las modificaciones de la política monetaria, lo que puede estar reflejando que durante casi toda la muestra esta variable fue predeterminada por el régimen de minidevaluaciones y porque en el actual régimen cambiario, los parámetros de la banda se consideran como otro instrumento de política. En todo caso, se ha estimado que el efecto traspaso de la devaluación a precios ha perdido relevancia,

especialmente luego de la aplicación del régimen de banda cambiaría en octubre del 2006.

Finalmente, el precio de otros activos se consideró *a priori* como un canal de transmisión poco importante en el país, dada la ausencia de un mercado bursátil profundo y suficientemente desarrollado.

Anexos

1. Definición de variables

<i>Variable</i>	<i>Descripción</i>
Variable de política	
R	Variable sustituta de la tasa de interés nominal de política monetaria, conformada por la tasa de interés pasiva de los bonos de estabilización monetaria (BEM) del BCCR a seis meses plazo (de enero de 1991 a febrero del 2004) y las siguientes definiciones de la tasa de política que explícitamente se adoptaron con posterioridad: tasa bruta pasiva del Sistema de Inversiones a Corto Plazo (SICP) del BCCR para captaciones a 30 días plazo (a partir del 16 de febrero del 2004); tasa bruta pasiva del SICP para depósitos bancarios a un día plazo en el BCCR (a partir del 16 marzo del 2006) y tasa bruta pasiva de la facilidad de depósito a un día plazo (depósito <i>overnight</i>) (del 4 de setiembre del 2007 en adelante, que es el último año de la muestra utilizada) (Tenorio, 2008). Fuente: Departamento de Estadística Macroeconómica (DEM), BCCR.
Canales de transmisión	
i	Tasa de interés activa promedio del sistema financiero para préstamos en moneda nacional, ponderada por los montos de nuevas colocaciones crediticias de cada intermediario. Fuente: DEM.
r	Tasa de interés real, calculada como la tasa de interés activa promedio descontada de las expectativas inflacionarias. Fuente, elaboración propia.
E	Expectativas de inflación de los agentes económicos a un horizonte de un año. Fuente: Departamento de Gestión de Información Económica (DGIE), Departamento de Investigación Económica (DIE), BCCR y elaboración propia. Con el método DENTON, se expresó en términos mensuales la serie trimestral en el periodo 1992t3-2006t4, utilizando como indicador mensual relacionado la tasa de variación interanual del índice de precios al consumidor (IPC) local. En el periodo 2005-2007 la serie corresponde a la encuesta mensual de expectativas de inflación a un año del BCCR.
e	Logaritmo del tipo de cambio nominal del dólar, referencia promedio compra-venta. Serie desestacionalizada. Fuente: DEM.
q	Logaritmo del índice de tipo de cambio efectivo real multilateral, referido al IPC. Base 1997=100. Fuente: DEM y DIE.
cp	Logaritmo del crédito del sistema bancario al sector privado no financiero. Saldos a fin de mes en millones de colones. Serie desestacionalizada. Fuente: DEM

cpr cp en términos reales, utilizando como deflator el IPC local. Fuente: Elaboración propia.

Variables macroeconómicas de interés

y Logaritmo del PIB real excluyendo el valor agregado de la industria electrónica de alta tecnología (IEAT), en millones de colones de 1991. Serie desestacionalizada. Fuente: DEM.

yb Brecha del producto nacional, calculada como la diferencia de los logaritmos del PIB real sin IEAT y el PIB potencial. Fuente: DIE.

imac Logaritmo del índice mensual de actividad económica sin IEAT, serie original desestacionalizada. Base 1991=100. Fuente: DEM.

c Logaritmo del gasto de consumo final, excluyendo su componente importado, el cual ha representado en promedio 23% de esta variable en el periodo 1991-2007. En millones de colones de 1991. Serie desestacionalizada. Fuente DEM y elaboración propia. La serie trimestral se expresó en términos mensuales empleando, como indicador relacionado el índice mensual de la actividad comercial (IMAC).

ch Logaritmo del gasto de consumo final de los hogares sin su componente importado. En millones de colones de 1991. Serie desestacionalizada. Fuente: DEM y elaboración propia. La mensualización de la serie trimestral utilizó el IMAC como indicador relacionado.

k Logaritmo del gasto en formación bruta de capital privada (excluye nuevas construcciones y maquinaria y equipo del sector público, que representan en promedio 22% de la formación bruta de capital total en el periodo 1991-2007). En millones de colones de 1991. Serie desestacionalizada. Fuente: DEM y elaboración propia. La mensualización de la serie trimestral utilizó como indicador relacionado el índice mensual de actividad manufacturera (IMAN).

x Logaritmo de las exportaciones de bienes y servicios. En millones de colones de 1991, según metodología de compilación de cuentas nacionales. Serie desestacionalizada. Fuente: DEM.

m Logaritmo de las importaciones de bienes y servicios. En millones de colones de 1991, según metodología de cuentas nacionales. Serie desestacionalizada. Fuente: DEM.

xn Logaritmo de las exportaciones netas: diferencia entre x e m. Fuente: elaboración propia.

p Logaritmo del IPC nacional, base julio 2006 =100. Serie desestacionalizada. Fuente: Instituto Nacional de Estadística y Censos (INEC) de Costa Rica.

dp Tasa de variación de p.

Variables exógenas

p* Logaritmo del índice de precios al productor de los principales socios comerciales de Costa Rica, ponderado por su participación en el comercio exterior del país. Serie desestacionalizada. Fuente: DEM.

dp* Tasa de variación de p*

Ipp* Logaritmo del índice de precios al productor de Estados Unidos de América (Producer Price Index: All Commodities), base 1982=100, expresado en moneda nacional. Fuente: US Department of Labor, Bureau of Labor Statistics.

libor1	London InterBank Offered Rate (LIBOR) a uno, seis y doce meses, respectivamente. Fuente: Associates, Financial Publishers (HSH).
libor6	
libor12	
Tb*	Tasas de interés de los bonos del Tesoro de Estados Unidos a 10 años plazo. Fuente: Bloomberg Genérico (BGN) del Sistema Bloomberg.
rb	Brecha de la tasa de interés real definida como la diferencia entre la tasa de interés real <i>ex ante</i> y la tasa de interés real neutral. Fuente: DIE.
dm3	Indicador de dolarización financiera de la economía interna. Corresponde al cociente del saldo de los depósitos en cuenta corriente, ahorro y a plazo en moneda extranjera mantenidos en el sistema bancario, respecto a la liquidez total (M3), a la liquidez en moneda nacional (M2) y a los depósitos totales en moneda nacional (dd), respectivamente. Fuente: Méndez y Kikut (2003), actualizado en la presente investigación.
dm2	
dd	
M2	Logaritmo de la liquidez en moneda nacional mantenida en el sistema bancario (M2). Saldos a fin de mes en millones de colones. Serie desestacionalizada. Fuente: DEM.
M3	Logaritmo de la liquidez total mantenida en el sistema bancario (M3). Saldos a fin de mes en millones de colones. Serie desestacionalizada. Fuente: DEM.
y*	Logaritmo del índice de producción industrial de Estados Unidos. Serie desestacionalizada. Base 1982=100. Fuente: US Department of Labor, Bureau of Labor Statistics.
pp	Logaritmo del precio del petróleo en dólares (Brent Oil). Serie desestacionalizada. Fuente: DGIE.
meta	Nivel de la meta de inflación establecida por el BCCR, en porcentajes. Fuente: DIE y Departamento Análisis y Asesoría Económica (DAE), BCCR.
yb*	Brecha del producto externo (Estados Unidos, principal socio comercial), calculada como la diferencia de los logaritmos del PIB real y el PIB potencial de los Estados Unidos de América. Fuente: International Financial Statistics (IMF) y elaboración propia. El PIB potencial se aproxima mediante el filtro de Hodrick-Prescott, extendiendo previamente la serie del PIB real para controlar por el problema de punto final (end point problem).
tib	Brecha del índice de términos de intercambio sin IEAT (tt), base 1991=100. Fuente: DEM y elaboración propia. La brecha se calcula como la diferencia de los logaritmos de tt y tt de largo plazo, aproximado con el Filtro Hodrick-Prescott.
p	Premio por riesgo país: sprdcr20 index, que corresponde a una función que resta el rendimiento al vencimiento del eurobono del Gobierno de la República de Costa Rica (CR2020), según lo estima Bloomberg Generic y el rendimiento del título de referencia (bono del Tesoro de los Estados Unidos T 6.125 08/2029 Govt.); diferencia que se expresa en puntos base. Fuente: DIE.
d1	Variable ficticia que toma el valor de uno a partir de la entrada en vigencia del régimen de banda cambiaria en octubre de 2006 y cero en otro caso.

2. Restricciones de identificación de los modelos SVAR trimestrales

Los modelos SVAR trimestrales se especifican con restricciones de identificación de corto plazo basadas en la estructura del modelo macroeconómico de proyección trimestral (MMPT) del BCCR, el cual es un modelo neokeynesiano de pequeña escala relativamente estándar en los bancos centrales. Sus ecuaciones principales son (Muñoz y Tenorio, 2008):

Curva IS

$$(A.1) \quad y_t^b = \delta_1 r_{t-i}^b + \delta_2 q_{t-i}^b + \delta_3 ti_{t-1}^b + \delta_4 y_{t-i}^{*b} + \delta_5 g_{t-i} + \varepsilon_t^{y^b}.$$

Curva de Phillips neokeynesiana

$$(A.2) \quad \pi_t = \alpha_1 E_t(\pi_{t+1}) + \alpha_2 y_{t-i}^b + \varepsilon_t^\pi.$$

Modelo de formación de expectativas de inflación

$$(A.3) \quad E_t(\pi_{t+1}) = \beta_1 \pi_{t+1}^{M_t} + \beta_2 (\pi_{t-i} - \pi_{t-i}^{M_{t-i}}) + \beta_3 \pi_t^{*\epsilon} + \varepsilon_t^{E(\cdot)}.$$

Regla de política

$$(A.4) \quad R_t = \theta R_{t-1} + (1-\theta) \left(r_0 + E_t(\pi_{t+1}) + \phi \left(\hat{\pi}_{t+1} - \pi_{t+1}^{M_t} \right) \right).$$

Paridad descubierta de tasa de interés (en términos reales)

$$(A.5) \quad r_t = r_t^* + E_t(q_{t+1}) + \rho_t.$$

Al operar algebraicamente estas ecuaciones para separar variables contemporáneas de las rezagadas, se puede representar matricialmente el modelo en su forma estructural como:

$$(A.6) \quad AY_t = BY_{t-i} + CX_t + \varepsilon_t.$$

Donde Y_t , Y_{t-i} son los vectores de variables endógenas contemporáneas y rezagadas, respectivamente. A , B , C son las matrices de efectos contemporáneos, rezagados y exógenos, en su orden y ε es el vector de errores o innovaciones estructurales de las variables del sistema, los cuales se suponen normales y no correlacionados. Explícitamente, el sistema matricial puede representarse como:

$$\begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & -1 & 0 & 0 \\ 0 & \beta_3 & 1 & 0 & -\beta_3 \\ 0 & 0 & -(1-\theta) & 1 & 0 \\ 0 & 0 & -1 & 1 & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} y_t^b \\ \pi_t \\ E(\pi_{t+i}) \\ R_t \\ q_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0 & 0 & -\delta_1 & \delta_1 & \delta_2 \\ \alpha & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \beta_2 & 0 & 0 & -\beta_3 \\ 0 & 0 & 0 & \theta & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & (1-f_1) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} y_{t-i}^b \\ \pi_{t-i} \\ E(\pi_{t+i}) \\ R_{t-i} \\ q_{t-i} \end{pmatrix} +$$

$$\begin{pmatrix} \delta_3 & \delta_4 & \delta_6 & 0 & -\delta_1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \beta_1 & 0 & 0 & 0 & 0 & -\beta_2 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & (1-\theta) & (1-\theta) & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & f_1 & 0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \tilde{u}_{t-i}^b \\ y_{t-i}^{*b} \\ \mathcal{G}_{t-i} \\ \pi_{t+i}^M \\ r_0 \\ \tilde{\Delta} \\ r_t^* + \rho_t \\ q_0^{beer} \\ \pi_{t-i}^{M_{t-1}} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon^y \\ \varepsilon^\pi \\ \varepsilon^{E(\cdot)} \\ \varepsilon^R \\ \varepsilon^q \end{pmatrix}.$$

Cuando los modelos SVAR contemplan los componentes del gasto (consumo, formación bruta de capital y exportaciones netas), se utilizan las siguientes relaciones funcionales (Muñoz, Rojas, Sáenz y Tenorio, 2002):

Gasto de consumo final de los hogares

$$(A.7) \quad C_t = \lambda_1 y_t^b - \lambda_2 (R_t - E(\pi_{t+1})) + \lambda_3 q_t + \lambda_4 C_{t-1}.$$

Formación bruta de capital

$$(A.8) \quad I_t = -\gamma_1 (R_t - E(\pi_{t+1})) + \gamma_2 y_t^b + \gamma_3 \left(\frac{K_{pub}}{K_{priv}} \right) + \gamma_4 I_{t-1}.$$

Exportaciones netas²⁷

$$(A.9) \quad XN_t = f(\mu_1 q_t, \mu_2 y_{t-i}^{b*}, \mu_3 y_t^b, \mu_4 XN_{t-1}).$$

Para mantener el choque de política monetaria invariante a la inclusión de estas variables de gasto, se supone que éstas no afectan el bloque de variables endógenas (Peersman y Smets, 2001).

²⁷ Según las siguientes funciones de demanda por exportaciones e importaciones, las cuales se agregan para reducir la pérdida de grados de libertad:

$$\begin{aligned} X_t &= \mu_1 q_t + \mu_2 y_{t-i}^{b*} - \mu_4 X_{t-1} \\ M_t &= -\mu_1 q_t + \mu_3 y_t^b + \mu_4 M_{t-1} \end{aligned}$$

Una vez que se vuelven a separar las variables contemporáneas de las rezagadas, se tienen las nuevas representaciones matriciales agregada y explícita:

$$(A.10) \quad A'Y_t = B'Y_{t-i} + C'X_t + \varepsilon'_t$$

$$\begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & -1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \beta_3 & 1 & 0 & -\beta_3 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & -(1-\theta) & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & -1 & 1 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ -\lambda_1 & 0 & -\lambda_2 & \lambda_2 & \lambda_3 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ -\gamma_2 & 0 & -\gamma_1 & \gamma_1 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ \mu_3 & 0 & 0 & 0 & -\mu_4 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} y_t^b \\ \pi_t \\ E(\pi_{t+i}) \\ R_t \\ q_t \\ C_t \\ I_t \\ XN_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0 & 0 & -\delta_1 & \delta_1 & \delta_2 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \alpha & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \beta_2 & 0 & 0 & -\beta_3 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \theta & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & (1-f_1) & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \lambda_4 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \gamma_4 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \mu_4 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} y_{t-i}^b \\ \pi_{t-i} \\ E(\pi_{t+i}) \\ R_{t-i} \\ q_{t-i} \\ C_{t-i} \\ I_{t-i} \\ XN_{t-i} \end{pmatrix} +$$

$$\begin{pmatrix} \delta_3 & \delta_4 & \delta_6 & 0 & -\delta_1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \beta_1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & (1-\theta) & (1-\theta) & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & f_1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \gamma_3 \\ 0 & \mu_2 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} u_{t-i}^b \\ y_{t-i}^{*b} \\ g_{t-i} \\ \pi_{t+i}^M \\ r_0 \\ \tilde{\Delta} \\ r_t^* + \rho_t \\ q_0^{beer} \\ \pi_{t-i}^{M_{t+i}} \\ k_{pub}/k_{pri} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon^y \\ \varepsilon^\pi \\ \varepsilon^{E(i)} \\ \varepsilon^R \\ \varepsilon^q \\ \varepsilon^C \\ \varepsilon^I \\ \varepsilon^{XN} \end{pmatrix}$$

De esta forma, las matrices A y B (A' y B') se utilizan para imponer las restricciones de identificación de corto plazo de los modelos SVAR que toman en cuenta el producto agregado (los componentes del gasto).

3. Análisis de covarianza entre tasas de interés y variables de gasto

Análisis ordinario de covarianza (periodo mensual)
 Muestra ajustada: 1999M01 2007M12
 Observaciones incluidas: 108 después de ajustes

Correlación Probabilidad	R	i	ch	c	k
R	1.000000	---			
i	0.880742	1.000000			
ch	-0.771097	-0.919400	1.000000		
c	-0.771804	-0.920062	0.997305	1.000000	
	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	---

k	-0.628088 0.0000	-0.795752 0.0000	0.902678 0.0000	0.903108 0.0000	1.000000 ---
---	---------------------	---------------------	--------------------	--------------------	-----------------

Análisis ordinario de covarianza (periodo trimestral)

Muestra ajustada: 1999T1 2007T4

Observaciones incluidas: 36 después de ajustes

Correlación Probabilidad	R	ch	c	k	i
R	1.000000 ---				
ch	-0.694243 0.0000	1.000000 ---			
c	-0.786119 0.0000	0.924579 0.0000	1.000000 ---		
k	-0.534752 0.0008	0.605687 0.0001	0.771089 0.0000	1.000000 ---	
i	0.897040 0.0000	-0.805360 0.0000	-0.898068 0.0000	-0.724548 0.0000	1.000000 ---

4. Pruebas de raíz unitaria

CUADRO A. 1. PRUEBA DE RAÍZ UNITARIA ZIVOT-ANDREWS: MEDICIÓN TRIMESTRAL DE LAS VARIABLES, PERIODO 1991-2007

Variable	Cambio en intercepto ¹		Cambio en intercepto y tendencia ²	
	Estadístico t y fecha	Decisión	Estadístico t y fecha	Decisión
y ^B	-4.19970 at 2005:04	I(1)	-4.69709 at 1997:02	I(1)
p	-5.01453 at 2001:03	I(1)	-4.56618 at 2005:04	I(1)
E	-5.36998 at 1999:01	I(0) al 1%	-5.64423 at 1996:01	I(0) al 1%
R	-6.74097 at 1997:02	I(0) al 1%	-6.44045 at 1999:01	I(0) al 1%
q	-4.41363 at 2003:01	I(1)	-3.12533 at 2000:01	I(1)
LIBOR1	-5.09647 at 2001:01	I(0) al 5%	-5.36432 at 2001:01	I(0) al 5%
LIBOR6	-4.45607 at 2001:01	I(1)	-4.88117 at 2001:01	I(1)
dd	-2.19574 at 2005:03	I(0) al 5%	-5.47578 at 2004:02	I(0) al 5%
dM2	-2.32084 at 1998:01	I(0) al 5%	-5.48227 at 2004:02	I(0) al 5%
dM3	-4.65422 at 2005:04	I(1)	-4.65422 at 2005:04	I(1)
p*(multi)	-3.33399 at 2001:02	I(1)	-4.30066 at 2001:03	I(1)
p*(ipc_usa)	-3.29246 at 2005:02	I(1)	-3.51388 at 2003:02	I(1)
y ^{x*}	-3.84288 at 2001:01	I(1)	-3.79507 at 2001:01	I(1)
META	-5.39473 at 1999:01	I(0) al 1%	-5.72474 at 1996:01	I(0) al 1%
ti ^b	-4.13266 at 2005:02	I(1)	-4.53909 at 2002:03	I(1)
r ^b	-3.98397 at 1997:02	I(1)	-3.98397 at 1997:02	I(1)
ρ	-5.82525 at 2005:01	I(0) al 5%	-5.15538 at 2005:01	I(0) al 5%
q ^b	-4.00250 at 2003:03	I(1)	-3.77653 at 2006:01	I(1)

FUENTE: elaboración propia.

¹ Valores críticos a 1% -5.34 y 5% -4.80. ² Valores críticos a 1% -5.57 y 5% -5.08.

CUADRO A. 2. PRUEBA DE RAÍZ UNITARIA PERRON 97: MEDICIÓN TRIMESTRAL DE LAS VARIABLES, PERÍODO 1991-2007

Variable	Cambio en intercepto ¹			Cambio en intercepto y tendencia ²			Cambio en pendiente temporal ³		
	Estadístico t y fecha	Decisión		Estadístico t y fecha	Decisión		Estadístico t y fecha	Decisión	
y ^b	1995:02 -5.23603	I(0) al 5%		1996:04 -5.49729	I(0) al 10%		1994:03 -4.53646	I(0) al 10%	
p	1994:02 -6.08693	I(0) al 1%		1994:02 -6.08693	I(0) al 5%		1995:02 -4.40901	I(0) al 5%	
E	1997:01 -5.87785	I(0) al 5%		1997:02 -6.31190	I(0) al 5%		2004:04 -4.84676	I(0) al 5%	
R	1997:04 -6.25538	I(0) al 1%		1999:01 -6.34691	I(0) al 1%		2000:04 -4.24768	I(0) al 1%	
q	2002:03 -4.94649	I(0) al 10%		2000:04 -4.54236	I(1)		2000:02 -3.93696	I(1)	
LIBOR1	2000:03 -5.50540	I(0) al 5%		2000:03 -5.30663	I(0) al 10%		1993:03 -3.08246	I(0) al 10%	
LIBOR6	2000:03 -5.62046	I(0) al 5%		2000:03 -5.17209	I(1)		1992:04 -2.63419	I(1)	
dd	2006:03 -4.50780	I(1)		2006:02 -5.36324	I(0) al 10%		2006:03 -5.68125	I(0) al 10%	
dM2	2006:03 -4.38828	I(1)		2003:04 -5.52502	I(0) al 10%		2006:04 -5.46076	I(0) al 10%	
dM3	2006:02 -3.18172	I(1)		2005:04 -3.70766	I(1)		2006:04 -4.10391	I(1)	
p* (multi)	2000:04 -3.69011	I(1)		2001:01 -4.29846	I(1)		2005:01 -3.34216	I(1)	
p* (ipc_usa)	2006:04 -3.63106	I(1)		2002:04 -4.04330	I(1)		2005:02 -3.81506	I(1)	
y**	2001:01 -3.85305	I(1)		2001:01 -3.78617	I(1)		1998:04 -2.87494	I(1)	
META	1997:01 -6.17597	I(0) al 1%		1997:02 -6.19146	I(0) al 5%		2003:04 -5.29393	I(0) al 5%	
t ^b	2007:02 -5.46051	I(0) al 5%		2007:02 -5.46051	I(0) al 10%		2007:03 -5.15181	I(0) al 10%	
r ^b	2001:02 -6.11103	I(0) al 1%		1998:02 -6.48656	I(0) al 1%		1997:01 -6.45845	I(0) al 1%	
p	2004:03 -5.76800	I(0) al 5%		2004:03 -5.10496	I(1)		2002:02 -4.72473	I(1)	
q ^b	2003:02 -5.17177	I(0) al 10%		2003:02 -4.79454	I(1)		2000:03 -3.56085	I(1)	

FUENTE: elaboración propia.

¹ Valores críticos para 60 observaciones de -5.92, -5.23, -4.92 a 1%, 5% y 10%, respectivamente. ² Valores críticos para 60 observaciones de -6.32, -5.59, -5.29 a 1%, 5% y 10% respectivamente. ³ Valores críticos para 60 observaciones de -5.45, -4.83, -4.48 a 1%, 5% y 10%, respectivamente.

CUADRO A. 3. PRUEBA DE RAÍZ UNITARIA ZIVOT-ANDREWS: MEDICIÓN MENSUAL DE LAS VARIABLES, PERIODO 1999-2007

Variable	Cambio en intercepto ¹		Cambio en intercepto y tendencia ²	
	Estadístico t y fecha	Decisión	Estadístico t y fecha	Decisión
imac ^b	-5.44756 at 1995:06	I(0)	-5.60577 at 1995:06	I(0)
y ^b	-4.56707 at 2005:10	I(1)	-4.56707 at 2005:10	I(1)
p	-4.56707 at 2005:10	I(1)	-4.56707 at 2005:10	I(1)
E	-4.67229 at 1998:11	I(1)	-4.74546 at 1995:12	I(1)
R	-4.48640 at 2005:10	I(0)	-5.35802 at 1996:04	I(1)
q	-4.33217 at 2002:12	I(1)	-3.28942 at 1995:04	I(1)
LIBOR1	-4.92533 at 2000:12	I(0)	-5.36019 at 2001:01	I(0) al 5%
LIBOR3	-5.72698 at 2000:12	I(0)	-6.04050 at 2000:12	I(0)
LIBOR6	-5.26746 at 2000:12	I(0)	-5.61274 at 2000:12	I(0) al 5%
dd	-3.36065 at 2005:10	I(1)	-4.95094 at 2004:04	I(1)
dM2	-3.36065 at 2005:10	I(0)	-5.35281 at 2004:04	I(1)
dM3	-3.36065 at 2005:10	I(1)	-3.87448 at 2004:04	I(1)
p* (multi)	-3.36065 at 2005:10	I(1)	-3.84646 at 2001:06	I(1)
p* (ipc_usa)	-2.47469 at 2004:01	I(1)	-4.17950 at 2001:07	I(1)
y ^{x*}	-5.18120 at 2001:05	I(0)	-5.17795 at 2001:05	I(0) al 5%
META	-4.47485 at 1996:01	I(0)	-5.27753 at 1996:01	I(1)
ti ^b	-3.91941 at 1995:04	I(1)	-3.93933 at 1997:05	I(1)
r ^b	-6.94426 at 2001:04	I(0)	-7.10346 at 1998:09	I(0)
q ^b	-6.56304 at 1995:02	I(0)	-6.56304 at 1995:02	I(0)

FUENTE: elaboración propia.

¹ Valores críticos: 1% -5.34 y 5% -4.80. ² Valores críticos al 1% -5.57 y 5% -5.08.

CUADRO A. 4. PRUEBA DE RAÍZ UNITARIA PERRON 97: MEDICIÓN MENSUAL DE LAS VARIABLES, PERIODO 1999-2007

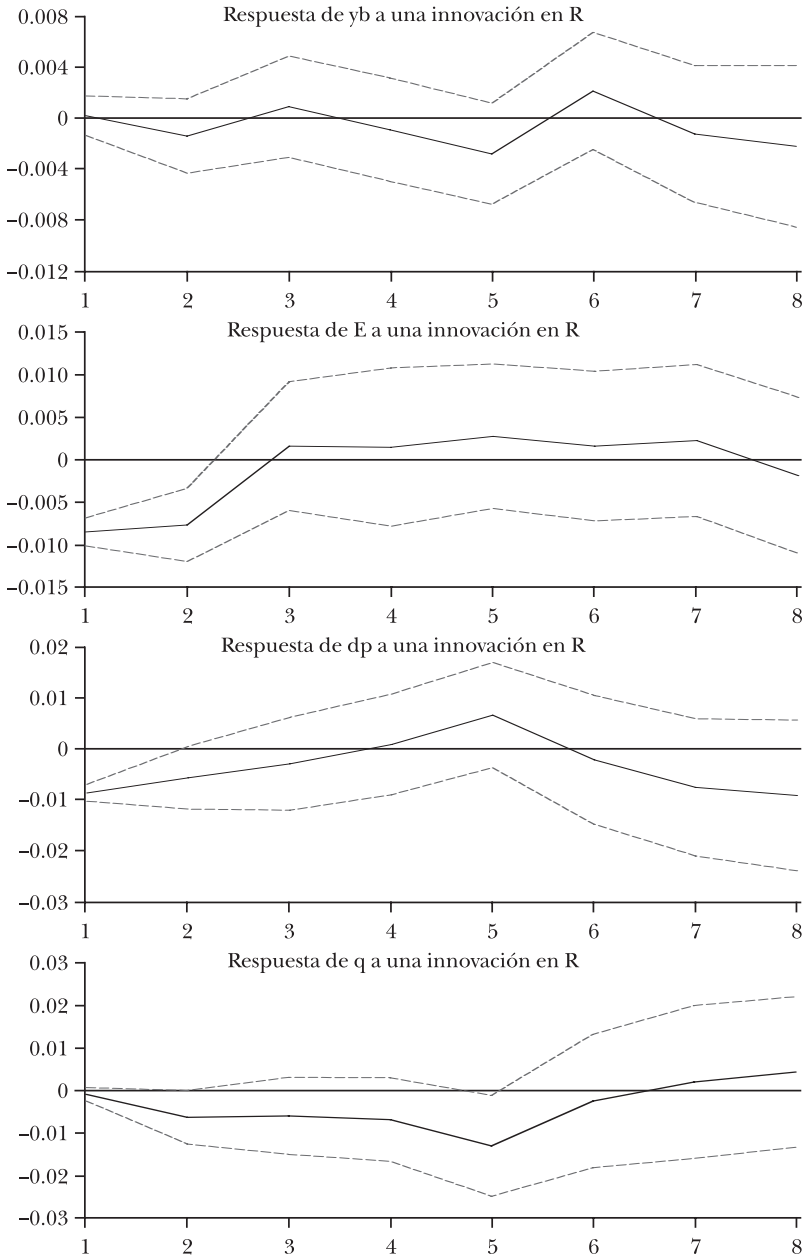
Variable	Cambio en intercepto ¹		Cambio en intercepto y tendencia ²		Cambio en pendiente temporal ³	
	Estadístico t y fecha	Decisión	Estadístico t y fecha	Decisión	Estadístico t y fecha	Decisión
ima ^b	1995:04	I(0) al 5% y 10%	break date TB =	I(0)	1995:09	I(0) al 5% y 10%
y ^b	1997:04	I(1)	1997:02	I(1)	1996:05	I(1)
p	1994:06	I(0) al 5% y 10%	1994:10	I(0) al 5% y 10%	1996:09	I(1)
E	1994:06	I(0) al 10%	1995:09	I(0) al 10%	2001:03	I(1)
R	1996:02	I(1)	1996:02	I(0) al 5% y 10%	1993:01	I(1)
q	2002:10	I(1)	1996:11	I(1)	1999:11	I(1)
LIBOR1	2000:10	I(0) al 5% y 10%	2000:11	I(0) al 5% y 10%	2007:01	I(1)
LIBOR3	2000:10	I(0)	2000:10	I(0) al 5% y 10%	2007:02	I(1)
LIBOR6	2000:10	I(0) al 5% y 10%	2000:10	I(0) al 5% y 10%	2007:02	I(1)
dd	2006:06	I(1)	2004:02	I(1)	2006:02	I(0) al 10%
dm2	2006:07	I(1)	2004:02	I(1)	2006:03	I(0) al 10%
dm3	2006:07	I(1)	2004:01	I(1)	2005:12	I(1)
p* (multi)	2001:01	I(1)	2001:04	I(1)	2005:05	I(1)
p* (ipc_usa)	2003:11	I(1)	2000:12	I(1)	2003:01	I(1)
y ^{*c}	2001:03	I(0) al 5% y 10%	2001:03	I(1)	1999:08	I(0) al 10%
META	1995:09	I(1)	1995:11	I(1)	1993:03	I(1)
t ^b	1999:08	I(1)	1997:03	I(1)	2007:03	I(1)
r ^b	2005:07	I(0)	2005:07	I(0)	1993:07	I(0)
q ^b	1994:12	I(0)	2007:07	I(0)	2007:05	I(0)

FUENTE: elaboración propia.

¹ Valores críticos para 60 observaciones de -5.92, 5.23, -4.92 a 1%, 5% y 10%, respectivamente. ² Valores críticos para 60 observaciones de -6.32, -5.59, -5.29, a 1%, 5% y 10%, respectivamente. ³ Valores críticos para 60 observaciones de -5.45, -4.83, -4.48 a 1%, 5% y 10%, respectivamente.

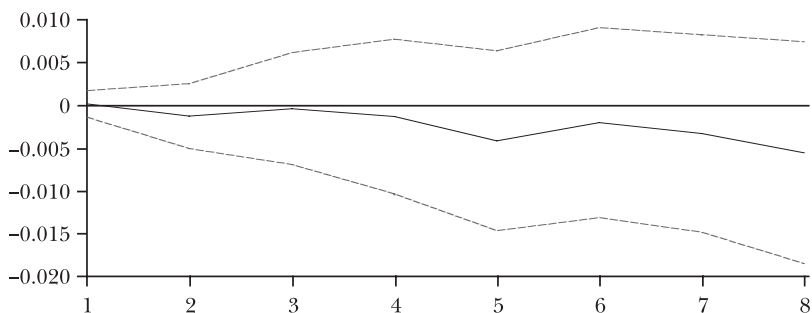
5. FIR modelos SVAR trimestrales: Modelo (1) 1991-2007

GRÁFICA A.I. RESPUESTA A UNA INNOVACIÓN ESTRUCTURAL DE UNA DESVIACIÓN ESTÁNDAR (límites de confianza según \pm dos veces el error estándar de estimación)



6. FIR de la brecha del producto

GRÁFICA A.II. RESPUESTA ACUMULADA DE y_b A UNA INNOVACIÓN ESTRUCTURAL DE UNA DESVIACIÓN EN R



7. Descomposición de la varianza para la inflación

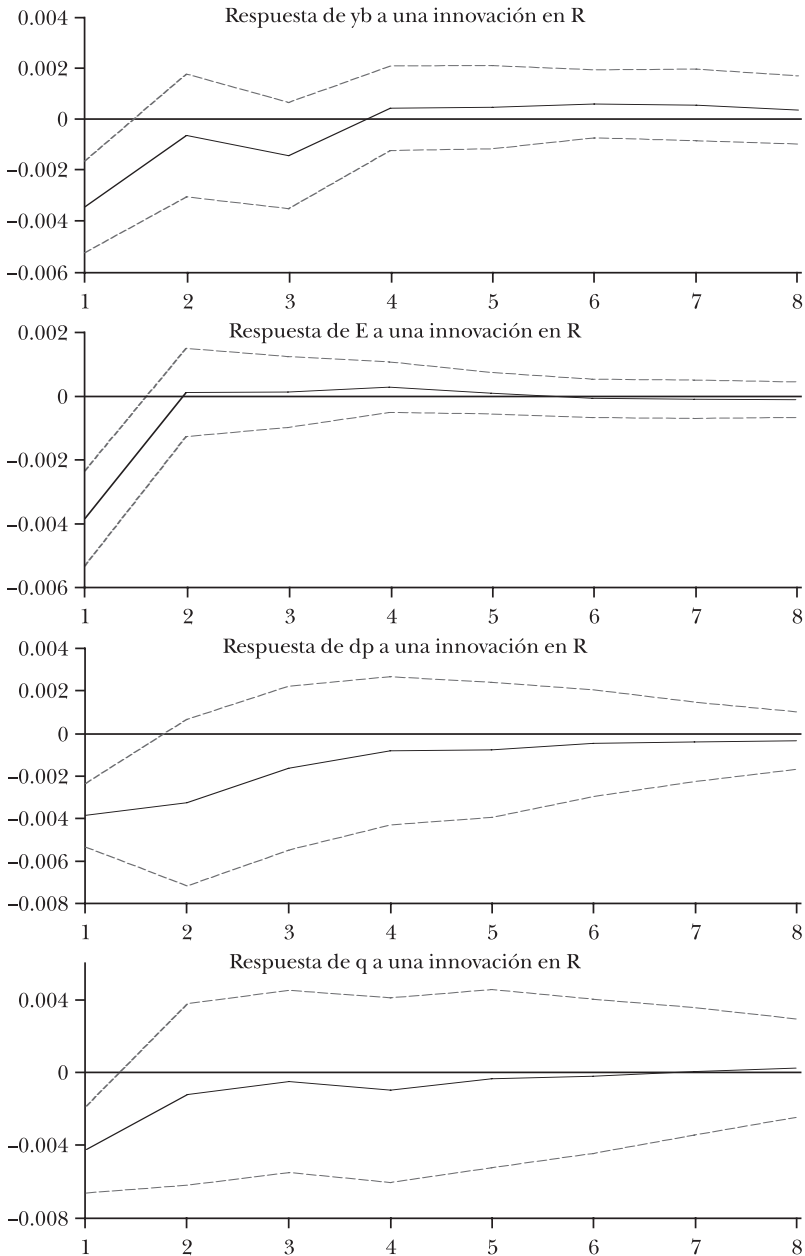
CUADRO A. 5. DESCOMPOSICIÓN DE LA VARIANZA DE dp

<i>Periodo</i>	<i>S.E.</i>	y_b (%)	dp (%)	E (%)	R (%)	q (%)
1	0.0125	53.9	0.0	0.0	46.1	0.0
2	0.0164	43.4	0.0	9.3	37.9	9.5
3	0.0185	35.3	0.2	19.7	32.0	12.7
4	0.0217	27.2	0.3	35.2	23.7	13.6
5	0.0268	24.1	0.3	40.3	21.8	13.5
6	0.0282	23.6	0.8	40.7	20.1	14.8
7	0.0307	20.1	0.7	34.7	22.9	21.6
8	0.0340	17.0	2.0	29.5	25.6	25.8

Factorización: Estructural

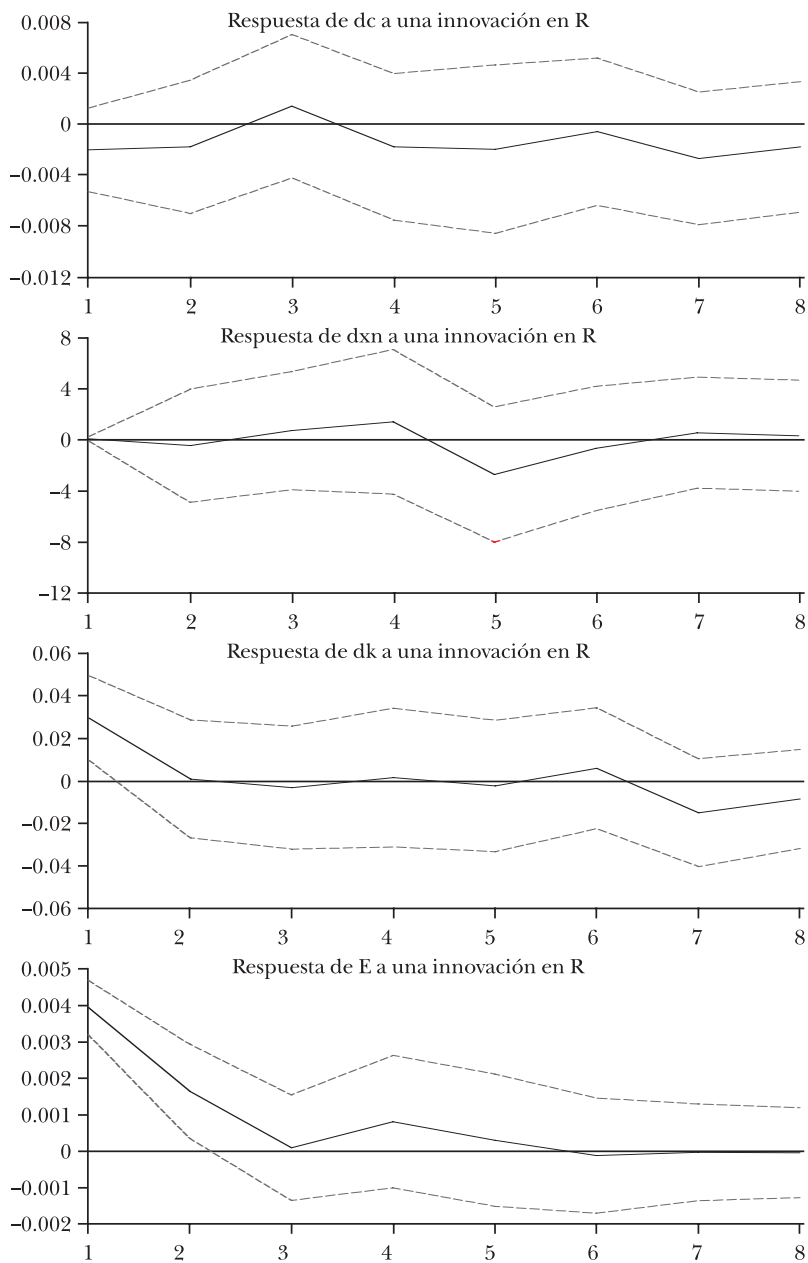
8. FIR modelos SVAR trimestrales: Modelo (1) 1996-2007

GRÁFICA A.III. RESPUESTA A UNA INNOVACIÓN ESTRUCTURAL DE UNA DESVIACIÓN ESTÁNDAR (límites de confianza según \pm dos veces el error estándar de estimación)



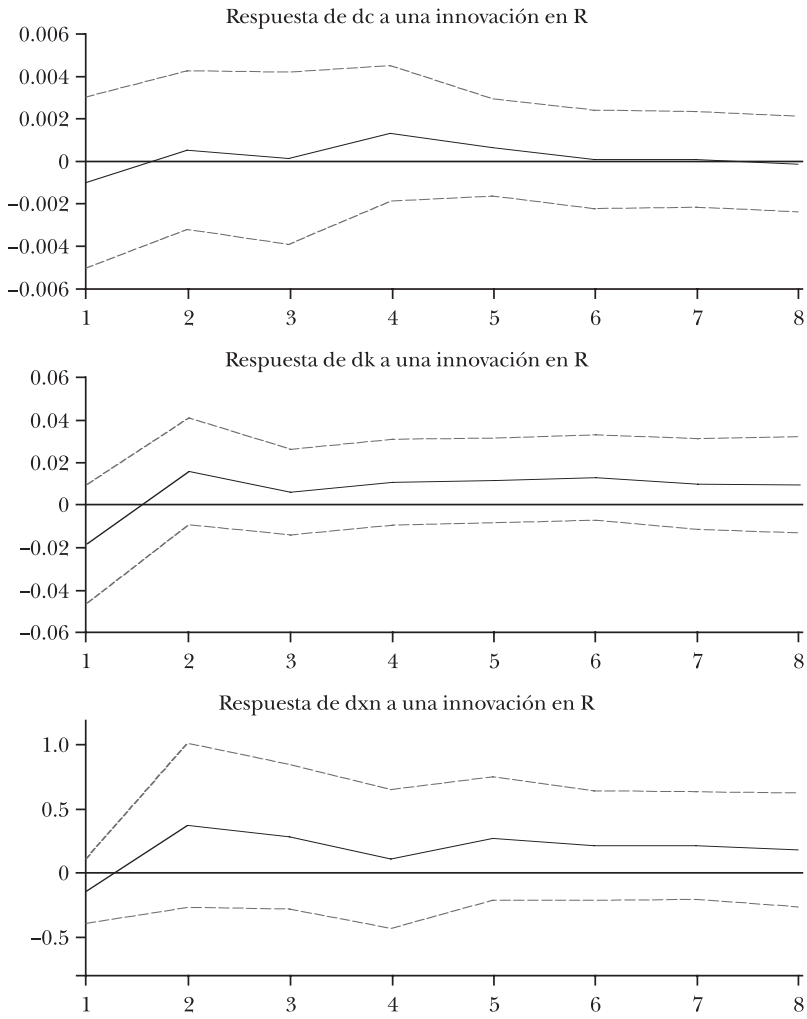
9. FIR modelos SVAR trimestrales: Modelo (2) 1991-2007

GRÁFICA A.IV. RESPUESTA A UNA INNOVACIÓN ESTRUCTURAL DE UNA DESVIACIÓN ESTÁNDAR (Límites de confianza según \pm dos veces el error estándar de estimación)



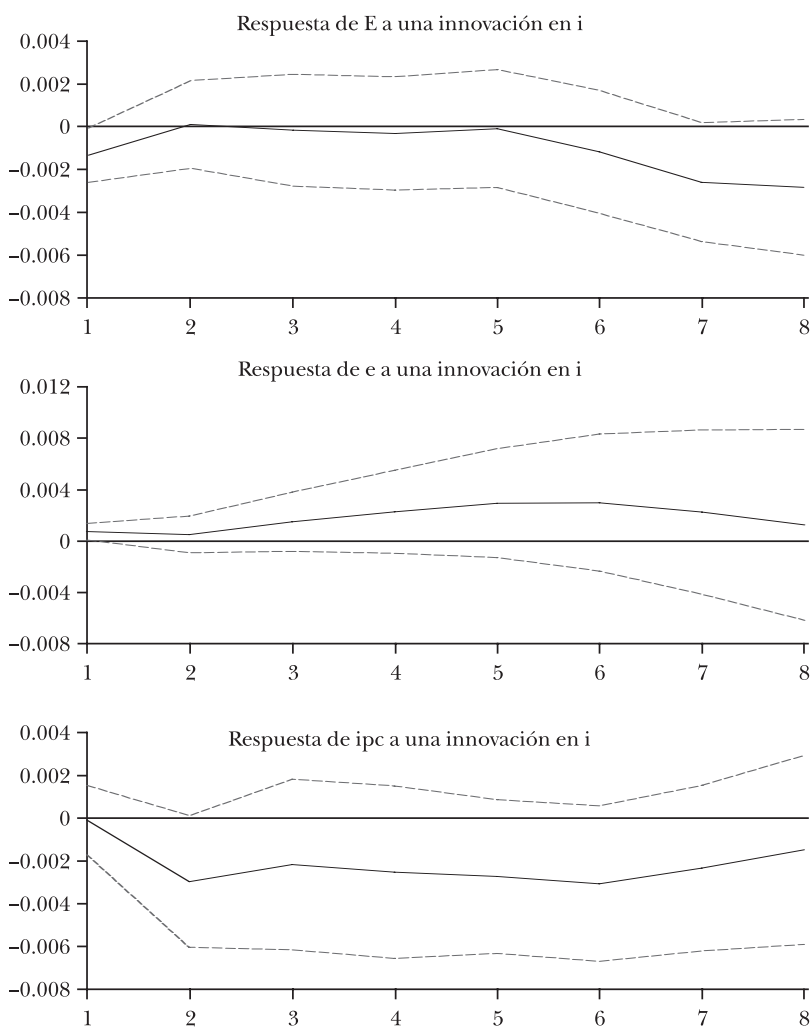
10. FIR modelos SVAR trimestrales: Modelo (2) 1996-2007

GRÁFICA A.V. RESPUESTA A UNA INNOVACIÓN ESTRUCTURAL DE UNA DESVIACIÓN ESTÁNDAR. (Límites de confianza según ± 2 veces el error estándar de estimación)

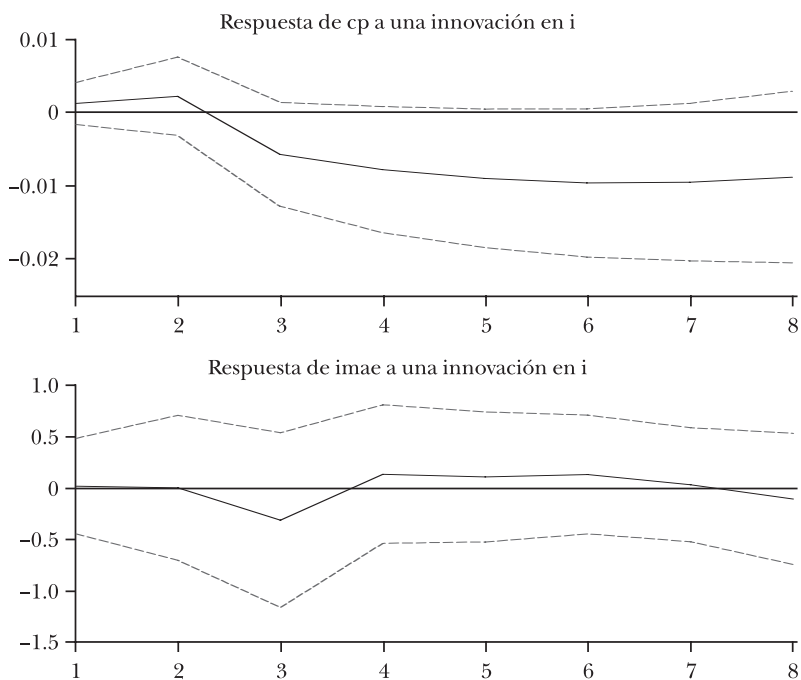


11. FIR modelos VAR trimestrales: Modelo (3) 1999-2007

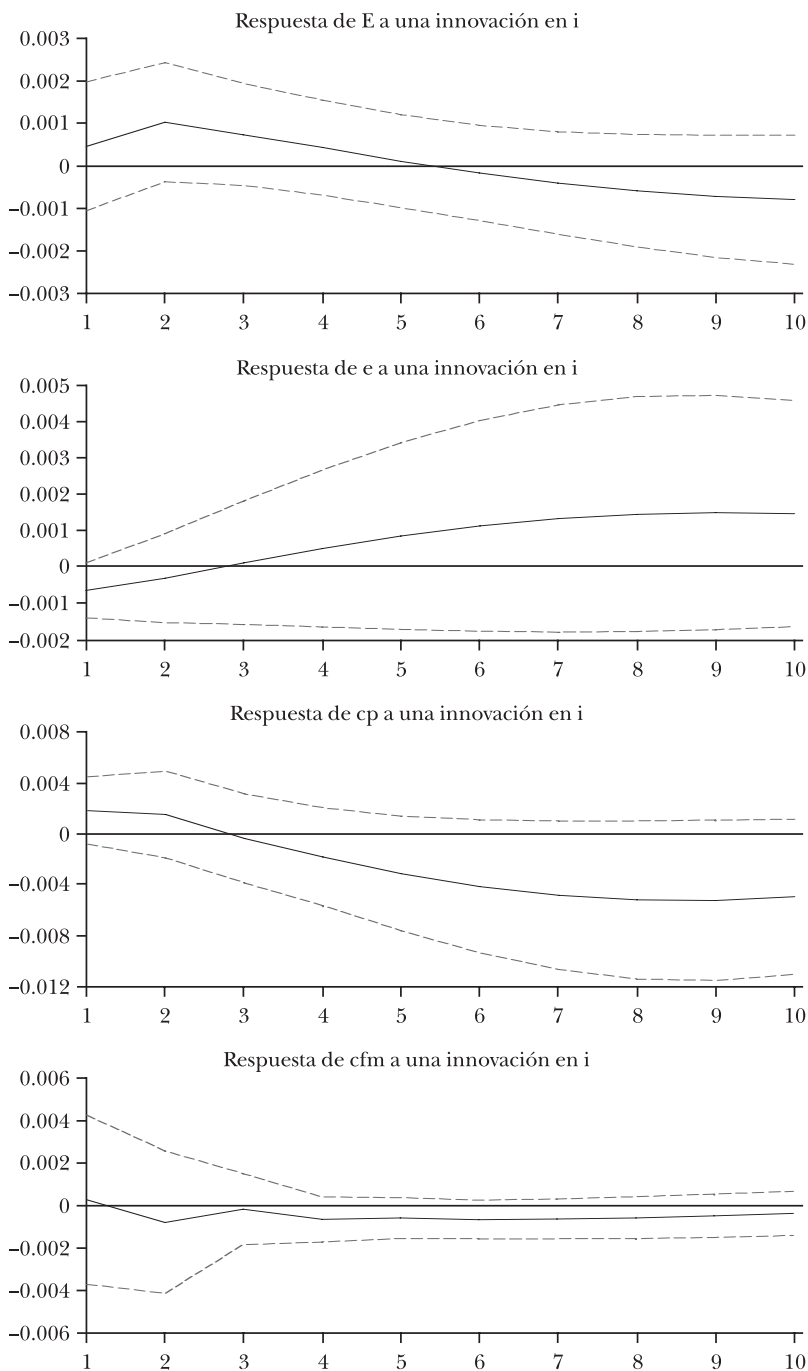
GRÁFICA A.VI. RESPUESTA A UNA INNOVACIÓN NO FACTORIZADA DE UNA



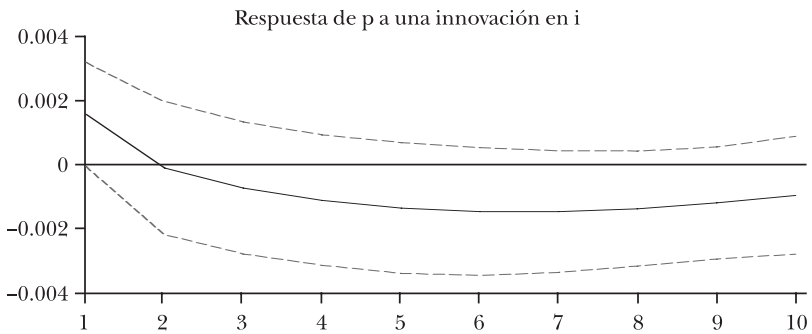
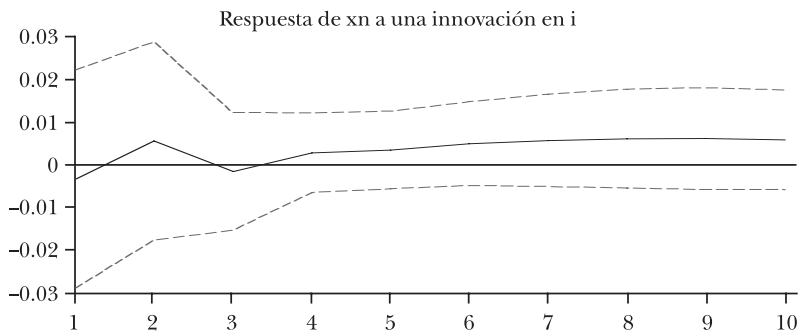
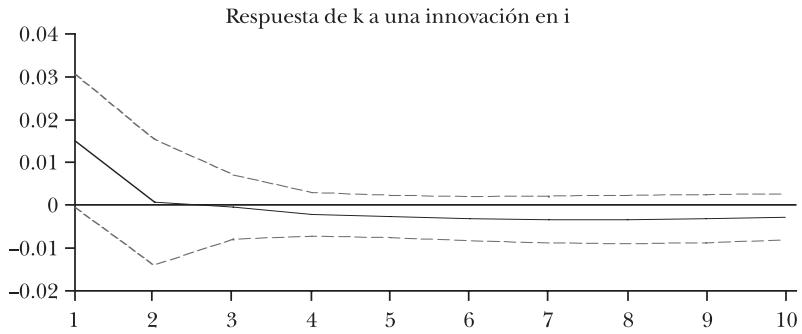
DESVIACIÓN ESTÁNDAR



12. FIR modelos VAR trimestrales: Modelo (4) 1999-2007

GRÁFICA A.VII. RESPUESTA A UNA INNOVACIÓN NO FACTORIZADA DE UNA

DESVIACIÓN ESTÁNDAR

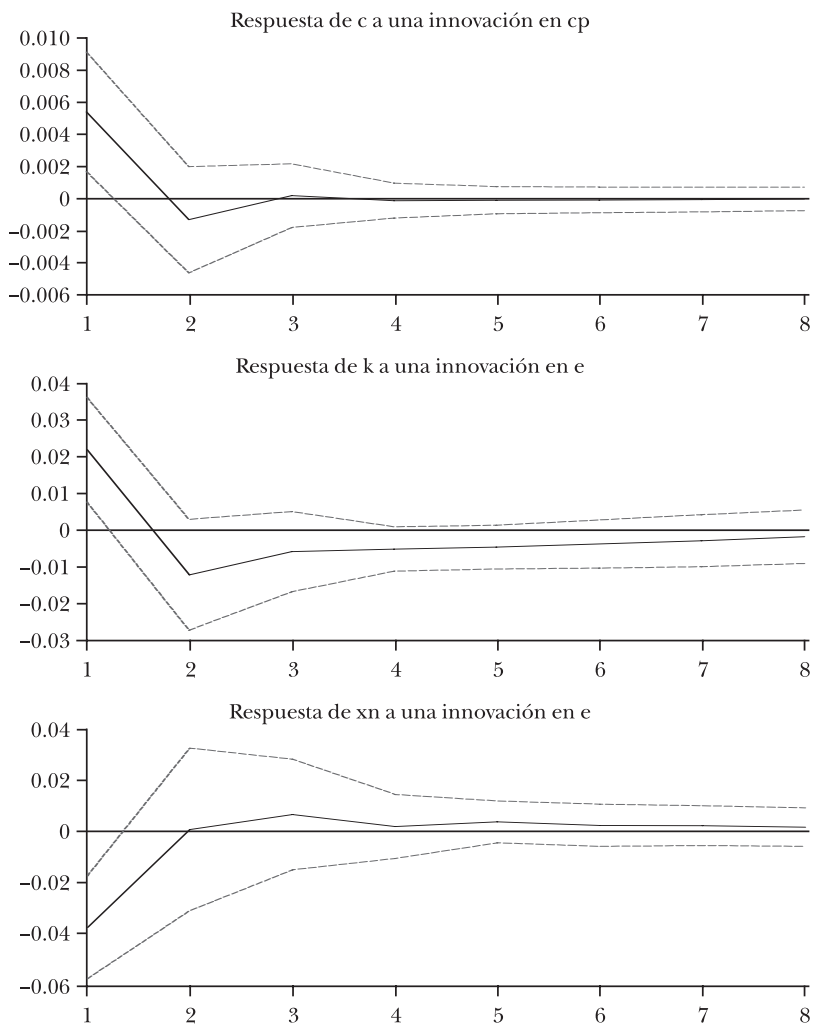


CUADRO A.6. DESCOMPOSICIÓN DE LAS VARIANZAS: c, k y xn

Periodo	S.E.	i (%)	E (%)	e (%)	cp (%)	c (%)	k (%)	xn (%)	p (%)
Descomposición de la varianza de c:									
1	0.0080	0.0	0.0	2.6	21.0	76.4	0.0	0.0	0.0
2	0.0113	0.5	1.2	2.7	20.4	72.8	0.4	1.7	0.3
3	0.0129	0.5	2.3	3.0	19.8	70.5	0.5	2.1	1.3
4	0.0152	0.8	2.3	3.1	19.5	69.6	0.8	2.2	1.7
Descomposición de la varianza de k:									
1	0.0118	10.0	0.1	21.4	0.0	12.1	56.4	0.0	0.0
2	0.0123	8.2	0.6	22.8	1.7	16.3	47.9	0.0	2.4
3	0.0125	7.9	1.1	23.3	1.7	15.8	46.8	0.0	3.4
4	0.0126	7.9	1.2	23.6	1.7	15.5	45.9	0.1	4.1
Descomposición de la varianza de xn:									
1	0.0474	0.2	0.5	7.2	18.0	24.6	18.7	30.8	0.0
2	0.0525	0.6	9.8	6.6	15.5	20.4	16.5	30.5	0.0
3	0.0534	0.6	9.9	9.0	14.6	19.7	15.6	29.1	1.6
4	0.0541	0.7	9.5	10.6	14.1	19.0	15.7	28.1	2.2

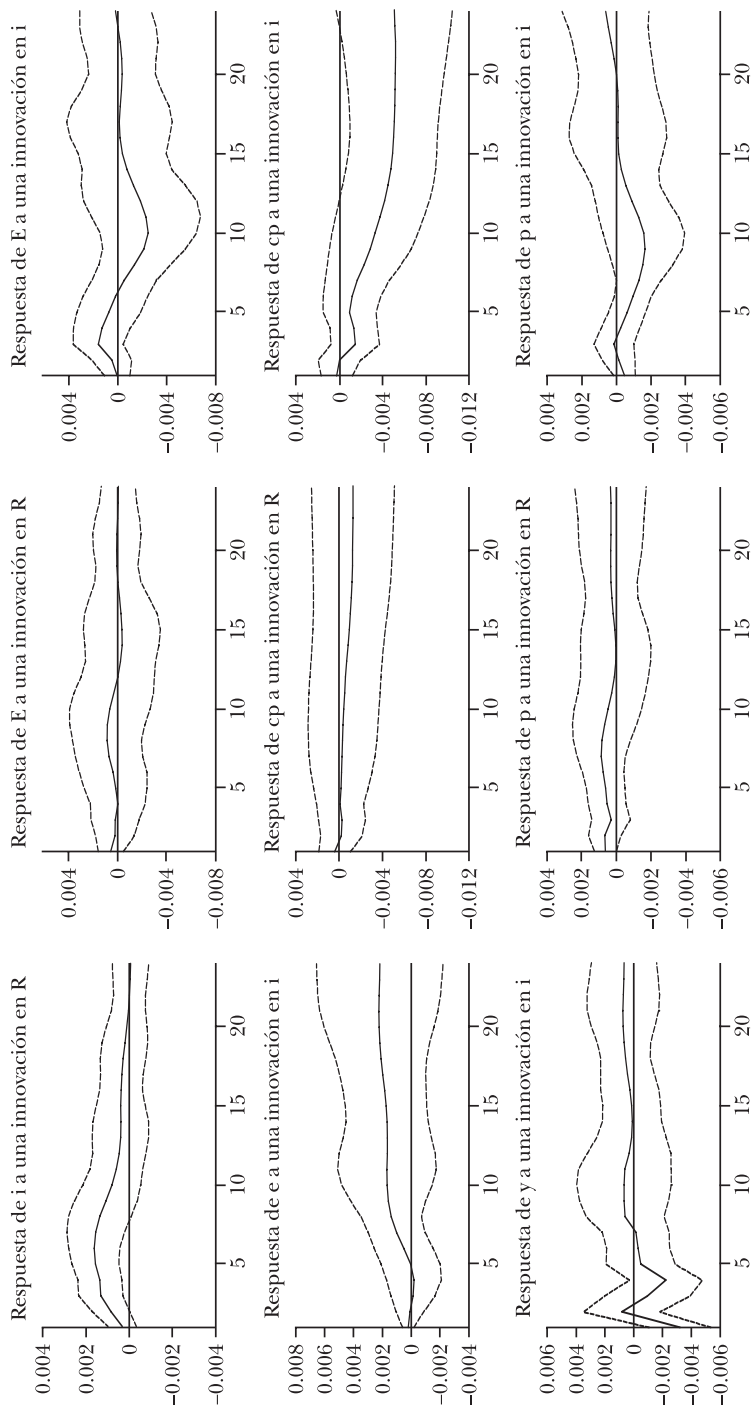
Ordenamiento de Cholesky: i, E, e, cp, c, k, xn, p

GRÁFICA A.VIII

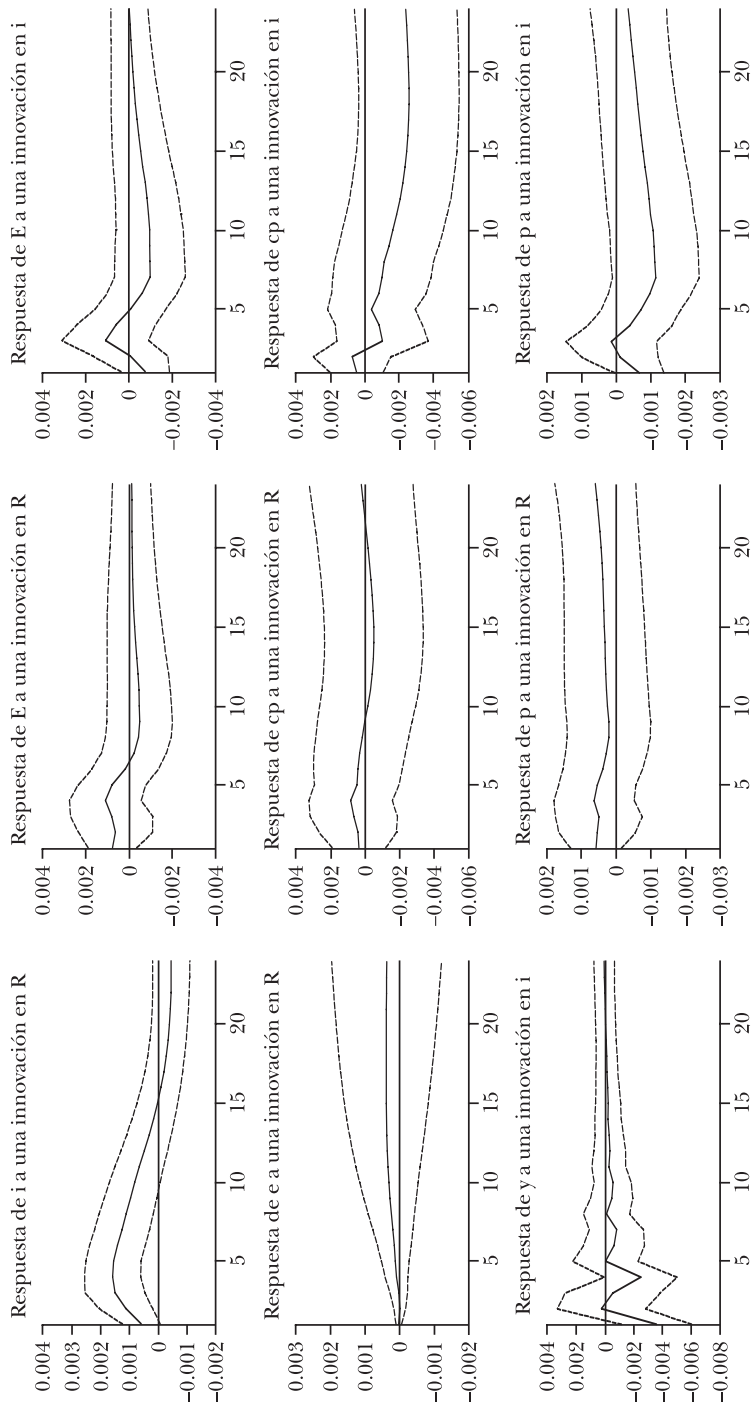


13. FIR modelos VAR mensuales: Modelo (5) 1999-2007; 1999:1206:10. Modelo (6) 1999:1-2007:12; 1999:1-2006:10

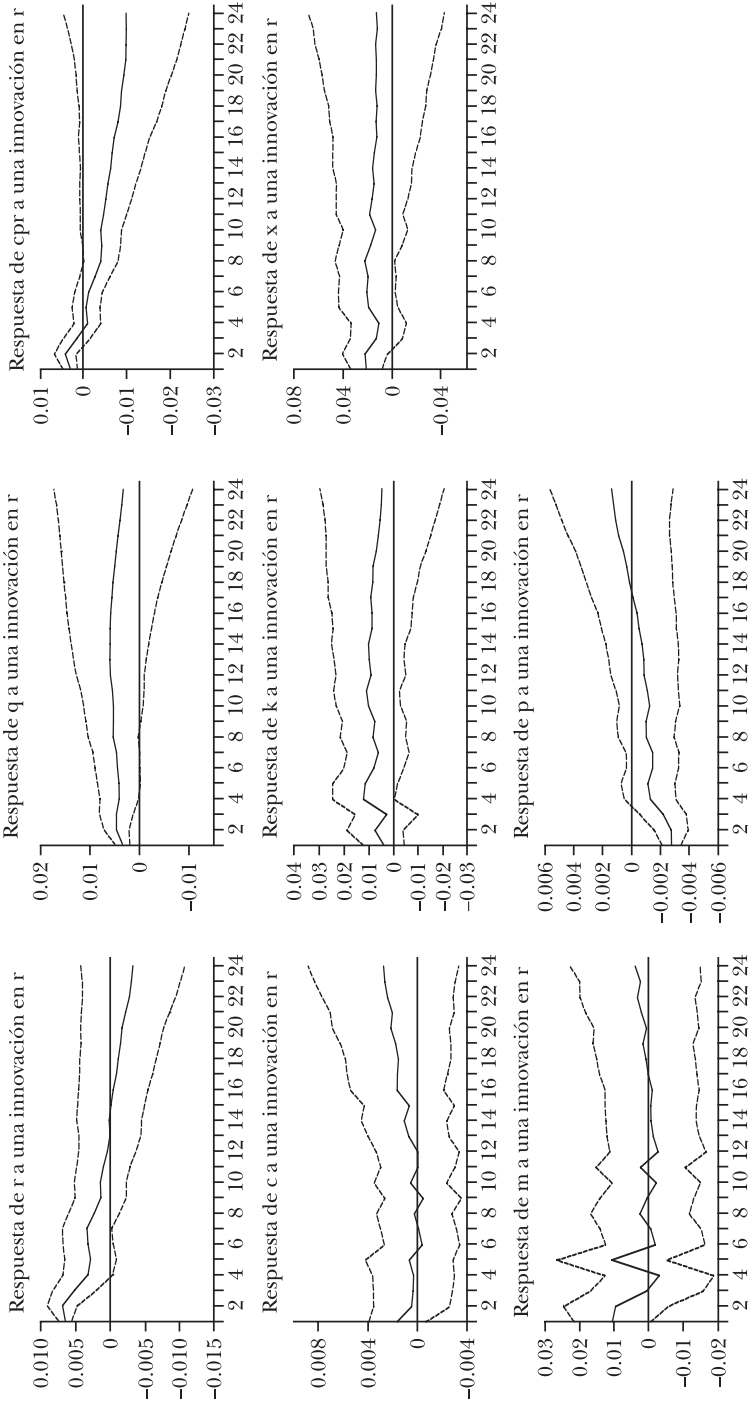
GRÁFICA A.IX. RESPUESTA A UNA INNOVACIÓN NO FACTORIZADA DE UNA DESVIACIÓN ESTÁNDAR (límites de confianza según \pm dos veces el error estándar de estimación)



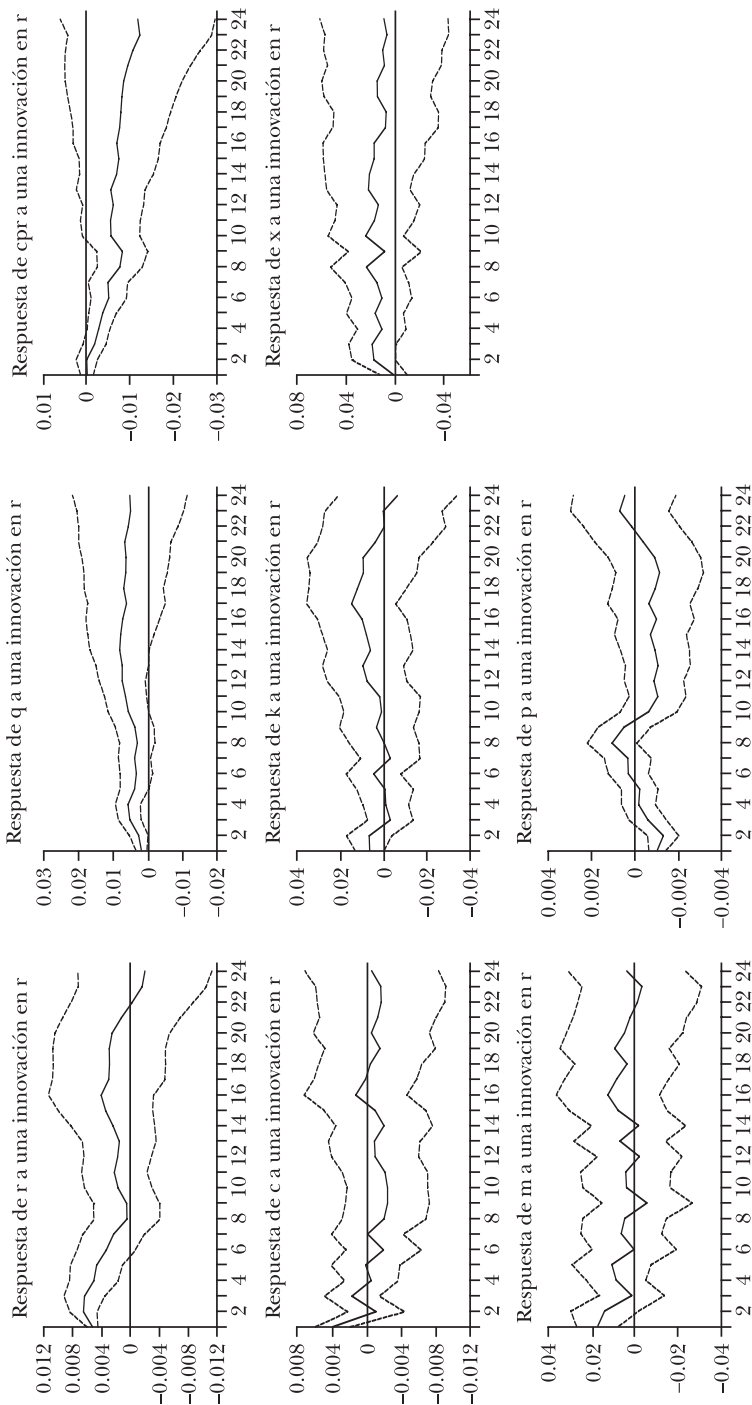
GRÁFICA A.X. RESPUESTA A UNA INNOVACIÓN NO FACTORIZADA DE UNA DESVIACIÓN ESTÁNDAR (límites de confianza según \pm dos veces el error estándar de estimación)



GRÁFICA A.XI. RESPUESTA A UNA INNOVACIÓN NO FACTORIZADA DE UNA DESVIACIÓN ESTÁNDAR (límites de confianza según \pm dos veces el error estándar de estimación)



GRÁFICA A.XII. RESPUESTA A UNA INNOVACIÓN NO FACTORIZADA DE UNA DESVIACIÓN ESTÁNDAR (límites de confianza según \pm dos veces el error estándar de estimación)



REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Banco Central de Costa Rica (BCCR) (2006), *Informe de inflación*, División Económica, Banco Central de Costa Rica, enero.
- Castrillo, D., y B. Laverde (2008), *Validación del modelo de pass through del tipo de cambio en Costa Rica: 1991-2007*, Departamento de Investigación Económica, Banco Central de Costa Rica (Informe Técnico DIE-016-2008-IT).
- Christiano, L., M. Eichenbaum y C. Evans (1998), *Monetary Policy Shocks: What Have We Learned and to What End?*, Macroeconomic Issues, Federal Reserve Bank of Chicago (Working Paper Series, n^o 97-18).
- Departamento de Investigación Económica (2008), *Propuesta de Plan de Investigación del Departamento de Investigación Económica (DIE) periodo 2008-2010*, Banco Central de Costa Rica, septiembre (Informe Técnico DIE-035-2008-IT).
- 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 (Documento de Investigación).
- Flores, M., A. Hoffmaister, J. Madrigal y L. Villalobos (2000), *Transmisión monetaria en Costa Rica*, División Económica, Banco Central de Costa Rica (Nota de Investigación, n^o 3-00).
- Ireland, P. (2005), "The Monetary Transmission Mechanism", en L. Blume y S. Durlauf (eds.), *The New Palgrave Dictionary of Economics*, segunda edición, Macmillian, Ltd.
- Kuttner, K., y P. Mosser (2002), "The Monetary Transmission Mechanism: Some Answers and Further Questions", *FRBNY Economic Policy Review*, Federal Reserve Bank of New York.
- Laverde, B., y J. Madrigal (2005), *Identificación del grado de competencia en el mercado bancario costarricense*, Departamento de Investigaciones Económicas, Banco Central de Costa Rica (Documento de Investigación DIE-02-2005-DI).
- Madrigal, J., C. Torres y L. Villalobos (1999a), *Mecanismo de transmisión de la política monetaria: marco conceptual*, División Económica, Banco Central de Costa Rica (Documento de Investigación).
- Madrigal, J., C. Torres y L. Villalobos (1999b), *¿Es la tasa del*

- banco central una guía para el sistema bancario?* (segundo documento), Departamento de Investigaciones Económicas, Banco Central de Costa Rica (Documento de investigación, DIE-02-2005-DI).
- Mayorga, M., y C. Torres (2004), *El mecanismo de transmisión del crédito bancario y su relevancia para el caso de Costa Rica*, Departamento de Investigación Económica, Banco Central de Costa Rica (Documento de Investigación).
- Méndez, E., y A. Kikut (2003), *La dolarización parcial en Costa Rica*, Departamento de Investigaciones Económicas, Banco Central de Costa Rica (Documento de Investigación DIE/03-2003-DI).
- Mies, V., F. Morandé y M. Tapia (2004), *Política monetaria y mecanismos de transmisión: nuevos elementos para una vieja discusión*, Premio de Banca Central “Rodrigo Gómez, 2003”, Centro de Estudios Monetarios Latinoamericanos, México (Serie Estudios).
- Miskin, F. (1996), “The Channels of Monetary Transmission: Lessons for Monetary Policy”, *Banque de France Bulletin Digest*, n° 27.
- Modigliani, F., y M. Miller (1963), “The Life Cycle Hypothesis of Saving: Aggregate Implications and Tests”, *American Economic Review*, marzo.
- Mora, C., y C. Torres (2008), *Tipo de cambio real de equilibrio para Costa Rica: enfoques BEER y DEER. Periodo 1991–2007* (Documento para uso interno), Departamento Investigaciones Económicas, Banco Central de Costas Rica, febrero (Documento de Investigación DIE-01-2008-DI).
- Muñoz, E., M. Rojas, M. Sáenz y E. Tenorio (2002), *Determinantes de los componentes de la demanda agregada. Estimación con datos anuales*, Departamento de Investigaciones Económicas y Departamento Monetario, Banco Central de Costa Rica (Documento de trabajo para uso interno, DIE-DM-04-2002-DI).
- Muñoz, E., M. Rojas, R. Romero y C. Torres (2006), *Estimación de los componentes de la demanda agregada por producto interno para Costa Rica*, Departamento de Investigaciones Económicas y Departamento Monetario, Banco Central de Costa Rica, mayo (Documento de Investigación DIE-DM-02-2006-DI).

- Muñoz, E., y E. Tenorio (2008a), *El modelo macroeconómico de proyección trimestral del banco central de Costa Rica en la transición a la flexibilidad del tipo de cambio*, Departamento Investigación Económica, Banco Central de Costa Rica, agosto (Documento de Investigación).
- Muñoz, E., y E. Tenorio (2008b), *Proyecciones del modelo macroeconómico de proyección trimestral para la revisión del programa macroeconómico 2008-2009*, Departamento Investigación Económica, Banco Central de Costa Rica, julio (Informe Técnico DIE-028-2008-IT).
- Peersman, G., y F. Smets (2001), *The monetary Transmission Mechanism in the Euro Area: More Evidence from VAR Analysis*, European Central Bank, diciembre (Working Paper Series, n° 91).
- Perron, P. (1997), "Further evidence on breaking trend functions in macroeconomic variables", *Journal of Econometrics*, vol. 80.
- Rivera, E., y A. Rodríguez (2007), *Competencia y regulación en la banca de Centroamérica y México. Un estudio comparativo*, CEPAL (Serie Estudios y Perspectivas, n° 71).
- Schwartz, M. (1998), *Consideraciones sobre la instrumentación práctica de la política monetaria*, Dirección General de Investigación Económica, Banco de México (Documento de Investigación, n° 9804).
- Sims, C. (1980), "Macroeconomics and Reality", *Econometrica*, vol. 48, n° 1, pp. 1-48.
- Tenorio, E. (2008), *Recopilación de definición y cambios en la tasa de política monetaria del Banco Central de Costa Rica*, Departamento Investigación Económica, Banco Central de Costa Rica, octubre (Informe técnico en proceso DIE-2008-IT).
- Tobin, J. (1969), "A General Equilibrium Approach to Monetary Theory", *Journal of Money, Credit and Banking*, febrero.
- Torres, C. (2007), *Estimación del tipo de cambio real de equilibrio y de tendencia para Costa Rica: periodo 1991-2006*, Departamento Investigaciones Económicas, Banco Central de Costa Rica, marzo (Nota Técnica DIE-01-2007-NT).
- Young, M. (2005), *Competencia y regulación en la banca: el caso de Costa Rica*, Proyecto CEPAL-IDCR Reforzando la competencia en el Istmo Centroamericano: competencia y regulación en la banca.

Zivot, E., y D. Andrews (1992), "Further evidence on the Great Crash, the oil price shock, and the unit-root hypothesis", *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 10, n° 3, pp. 251-70.

Índice 2010

- Bello Dinartes, Oknan, Combinación de pronósticos de inflación en Nicaragua. || N° 1, enero-marzo, pp. 41-74.
- Bolívar, Wendy, y Virginia Cartaya, Determinación de ciclos y tendencias en series de tiempo macroeconómicas mediante un enfoque bayesiano. || N° 2, abril-junio, pp. 179-205.
- Castrillo R., Desirée, Carlos Mora G. y Carlos Torres G., Mecanismos de transmisión de la política monetaria en Costa Rica: periodo 1991-2007. || N° 4, octubre-diciembre, pp. 549-99.
- Díaz Hernández, Adán, Modelo macrofinanciero de integración de riesgos para la banca central mexicana. || N° 2, abril-junio, pp. 125-78.
- Dorta, Miguel E., y José A. Zambrano, Pronósticos factoriales en Venezuela: inflación y actividad económica. || N° 1, enero-marzo, pp. 75-99.
- Fuentes, Julieta, y Ricardo Salazar, Cálculo de un indicador coincidente y adelantado de la actividad económica salvadoreña. || N° 3, julio-septiembre, pp. 289-76.
- González M., Eliana, y Alejandro Reyes G., Una comparación empírica de diferentes enfoques de combinación de pronósticos: el caso de la inflación en Colombia. || N° 1, enero-marzo, pp. 101-24.
- Kamil, Herman, José David Pulido y José Luis Torres, El "IMACO": un índice mensual líder de la actividad económica en Colombia. || N° 4, octubre-diciembre, pp. 495-548.
- Laguna Vargas, Marco Antonio, Características de la inflación importada en Bolivia: ¿puede contenerse con política cambiaria? || N° 4, octubre-diciembre, pp. 463-93.
- Lozano, Ignacio, y Enrique Cabrera, Una nota sobre la sostenibilidad fiscal y el nexo entre los ingresos y gastos del Gobierno colombiano. || N° 2, abril-junio, pp. 207-38.
- Mora Gómez, Carlos, y Adolfo Rodríguez Vargas, Combinación de proyecciones de inflación: nuevas metodologías. || N° 1, enero-marzo, pp. 1-40.
- Murillo, José A., y Tonatiuh Peña, Futuros de productos básicos alimentarios: ¿son útiles para pronosticar la inflación? || N° 3, julio-septiembre, pp. 377-430.

- Rincón, Hernán, Un análisis comparativo de reglas fiscales cuantitativas. || N° 3, julio-septiembre, pp. 431-61.
- Swiston, Andrew, Efectos derivados para América Central a la luz de la crisis: ¡qué diferencia hace un año! || N° 2, abril-junio, pp. 239-88.

MIEMBROS DEL CEMLA

ASOCIADOS

Banco Central de la República Argentina	Banco Central de Reserva de El Salvador
Centrale Bank van Aruba	Banco de Guatemala
Central Bank of the Bahamas	Bank of Guyana
Central Bank of Barbados	Banque de la République d'Haïti
Central Bank of Belize	Banco Central de Honduras
Banco Central de Bolivia	Bank of Jamaica
Banco Central do Brasil	Banco de México
Eastern Caribbean Central Bank	Banco Central de Nicaragua
Cayman Islands Monetary Authority	Banco Central del Paraguay
Banco Central de Chile	Banco Central de Reserva del Perú
Banco de la República (Colombia)	Banco Central de la República Dominicana
Banco Central de Costa Rica	Centrale Bank van Suriname
Banco Central de Cuba	Central Bank of Trinidad and Tobago
Centrale Bank van Curaçao en Sint Maarten	Banco Central del Uruguay
Banco Central del Ecuador	Banco Central de Venezuela

COLABORADORES

Bancos centrales

Deutsche Bundesbank (Alemania)	Banca d'Italia
Bank of Canada	De Nederlandsche Bank (Países Bajos)
Banco de España	Bangko Sentral ng Pilipinas
Federal Reserve System (Estados Unidos)	Banco de Portugal
Banque de France	European Central Bank

Otras instituciones

Superintendencia de Bancos y Seguros (Ecuador)	Superintendencia de Bancos (República Dominicana)
Superintendencia del Sistema Financiero (El Salvador)	Banco Centroamericano de Integración Económica
Superintendencia de Bancos (Guatemala)	Banco Latinoamericano de Comercio Exterior, S. A.
Comisión Nacional de Bancos y Seguros (Honduras)	Deutscher Genossenschafts- und Raiffei- senverband e. V. (Confederación Ale- mana de Cooperativas)
Superintendencia de Bancos (Panamá)	Fondo Latinoamericano de Reservas

CENTRO DE ESTUDIOS MONETARIOS LATINOAMERICANOS

Asociación Regional de Bancos Centrales

www.cemla.org