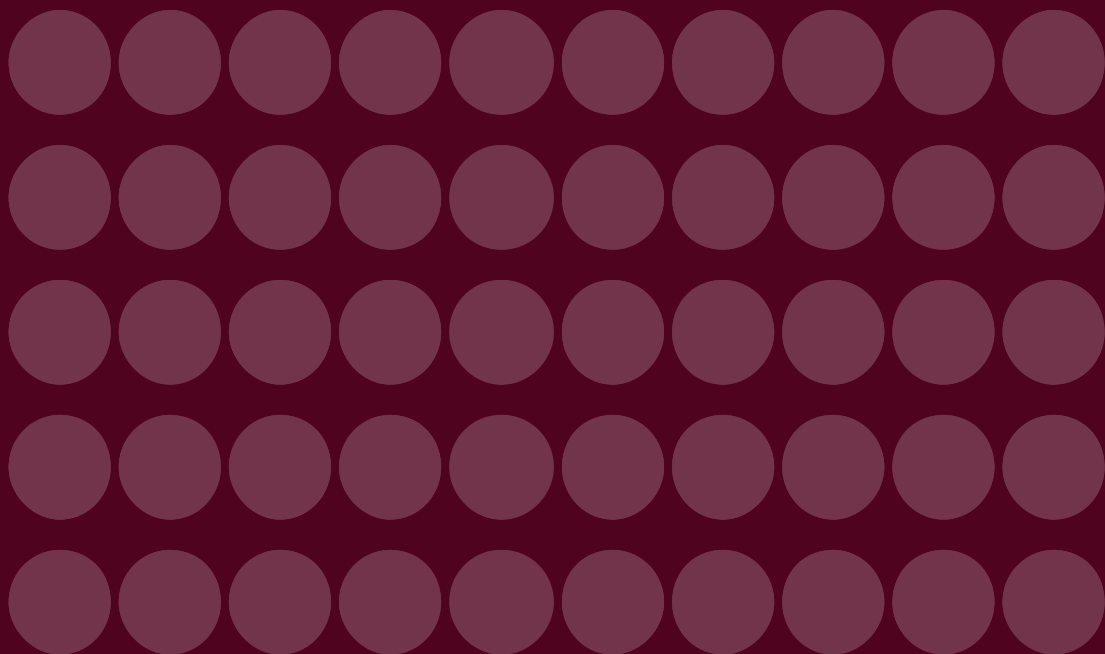


MONETARIA

Volumen XXXVII, número 2

Julio-diciembre de 2015



Monetaria

Consejo Editorial

Andrés R. Bianchi Larre (CHILE)
Jorge Braga de Macedo (PORTUGAL)
Guillermo Calvo (ARGENTINA)
Vittorio Corbo (CHILE)
José Fernando De Gregorio R. (CHILE)
Jordi Galí (ESPAÑA)
Francisco de Paula Gutiérrez Gutiérrez (COSTA RICA)
Arnold C. Harberger (EUA)
Gustavo Loyola (BRASIL)
Miguel Mancera Aguayo (MÉXICO)
Enrique Mendoza (MÉXICO)
Guillermo Ortiz (MÉXICO)
Manuel Ramos-Francia (MÉXICO)
Jesús Silva-Herzog Flores (MÉXICO)
Miguel Urrutia Montoya (COLOMBIA)
Carlos Végh (EUA)
Richard Webb (PERÚ)
Marion Williams (BARBADOS)

Comité Editorial

Miembros *ex officio*

Adrián Armas Rivas, BANCO CENTRAL DE RESERVA DEL PERÚ,
presidente del Comité Editorial
Jorge Carrera, BANCO CENTRAL DE LA REPÚBLICA ARGENTINA
Óscar Carvalho V., CEMLA
Daniel Isaac Chiquiar Cikurel, BANCO DE MÉXICO
Eduardo Lima, BANCO CENTRAL DO BRASIL
Alberto Naudón D., BANCO CENTRAL DE CHILE
Jorge Portillo, BANCO CENTRAL DE VENEZUELA
Jorge Hernán Toro Córdoba, BANCO DE LA REPÚBLICA, COLOMBIA

Miembros no permanentes

Enrique Alberola Ila, BANCO DE PAGOS INTERNACIONALES
Fausto Hernández Trillo, CENTRO DE INVESTIGACIÓN Y DOCENCIA ECONÓMICAS
(MEXICO)
Isabel Horta Corteia, BANCO DE PORTUGAL
Emanuel Kohlscheen, BANCO DE PAGOS INTERNACIONALES

Comité Técnico

Sergio Afonso Lago Alves, BANCO CENTRAL DO BRASIL
Alberto Ortiz, CEMLA
Carolina Pagliacci, BANCO CENTRAL DE VENEZUELA
María José Roa, CEMLA
Martín Tobal, BANCO DE MÉXICO
Marco Vega, BANCO CENTRAL DE RESERVA DEL PERÚ

CEMLA

Asamblea

Bancos centrales asociados (*vox et votum*)
Miembros colaboradores (*vox*)

Junta de Gobierno 2015-2017

Presidente

Rodrigo Vergara Montes, BANCO CENTRAL DE CHILE

Miembros asociados

Agustín Carstens, BANCO DE MÉXICO
Olivier Castro Pérez, BANCO CENTRAL DE COSTA RICA
Carlos Fernández Valdovinos, BANCO CENTRAL DEL PARAGUAY
Nelson José Merentes Díaz, BANCO CENTRAL DE VENEZUELA
John Rolle, CENTRAL BANK OF THE BAHAMAS
Marcelo Zabalaga Estrada, BANCO CENTRAL DE BOLIVIA

Miembros colaboradores

Luis M. Linde, BANCO DE ESPAÑA
Jerome Powell, THE FEDERAL RESERVE SYSTEM

Administración

Fernando Tenjo Galarza
Director general

Dalmir Louzada
Subdirector general

Monetaria se publica semestralmente (en primavera y otoño) en español e inglés (dos volúmenes) por el Centro de Estudios Monetarios Latinoamericanos, Durango núm. 54, colonia Roma Norte, delegación Cuauhtémoc, 06700 Ciudad de México. Impresa en los talleres de Master Copy, S. A. de C. V., Calle Plásticos núm. 84, local 2, Ala sur, colonia Industrial Alce Blanco, 53370, Naucalpan de Juárez, Estado de México. ISSN 0185-1136 (400 copias).

MONETARIA

Volumen XXXVII, número 2, julio-diciembre 2015

ÍNDICE

163

**Riesgo país, fundamentos
macroeconómicos e incertidumbre
en economías latinoamericanas**

*Ali Acosta
Daniel Barráez
Danyira Pérez
Mariana Urbina*

197

**Fundamentos del precio
de las viviendas en Uruguay**

Jorge Ponce

227

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

*Luis Eduardo Arango
Ximena Chavarro
Eliana González*

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 y 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.

**Requerimiento de capital
anticíclico: el caso uruguayo**

Cecilia Dassatti

Alejandro Pena

Jorge Ponce

Magdalena Tubio

*Ali Acosta
Daniel Barráez
Danyira Pérez
Mariana Urbina*

Riesgo país, fundamentos macroeconómicos e incertidumbre en economías latinoamericanas

Resumen

En este trabajo se analiza la relación entre el riesgo país y sus factores determinantes macroeconómicos durante el periodo 1998-2013 para Argentina, Brasil, México y Venezuela, mediante un modelo SUR bayesiano con cambio de régimen markoviano. Se identificaron dos regímenes para cada país. Un primer régimen, relacionado con periodos de estabilidad y condiciones favorables del contexto internacional, en el cual las variables se comportan como señala la bibliografía. Un segundo régimen, que coincide temporalmente con periodos de perturbaciones tanto nacionales como internacionales. Los resultados sugieren que los cambios de régimen en la relación del riesgo país con sus factores determinantes dependen del origen de la incertidumbre. Si la fuente de incertidumbre está asociada a eventos externos, como las crisis internacionales, la volatilidad de los mercados financieros cobra relevancia, mientras que las variables de solvencia y liquidez son menos importantes. Si los detonantes de la incertidumbre son de origen interno, estas últimas son las variables clave para explicar el riesgo país.

A. Acosta <aliacost@bcv.org.ve>, Banco Central de Venezuela; D. Barráez <dbarraez@bcv.org.ve>, Banco Central de Venezuela y Universidad Central de Venezuela; D. Pérez <daperez@bcv.org.ve>, Banco Central de Venezuela; y M. Urbina <marianaurb@gmail.com>, Universidad de Minnesota.

Palabras clave: riesgo país, economías emergentes, fundamentos macroeconómicos, cambio de régimen markoviano, muestreo de Gibbs. Clasificación JEL: C11, C15, C21, F34.

Abstract

This paper analyzes the relation between the country risk and its macroeconomic determinants for Argentina, Brazil, Mexico and Venezuela, during the 1998-2013 period, using a Markov-switching SUR model estimated by Bayesian techniques. Two independent regimes for each country were identified. The first one, associated with periods of stability and favorable international conditions, in which the variables under consideration behave as reported in the literature. On the other hand, the second regimen temporarily coincides with periods of high domestic and international uncertainty. Our findings suggest that the changes in the analyzed relation depend on the origin of the uncertainty. If the uncertainty's source is associated with external shocks, such as international crises, the financial markets volatility gains relevance, while the solvency and liquidity variables are less relevant; if the causes of uncertainty are domestic, the latter are the key variables to explain the sovereign risk.

Keywords: country risk, emerging economies, macroeconomic fundamentals, Markov-switching regime, Gibbs sampler.

JEL classification: C11, C15, C21, F34.

1. INTRODUCCIÓN

El efecto de los fundamentos macroeconómicos sobre el riesgo país ha sido estudiado en la bibliografía tradicional (Sachs, 1985; Edwards, 1986; González-Rozada, 2006; Uribe y Yue, 2006; y Hilscher y Nosbusch, 2010); mediante modelos lineales. Recientemente ha crecido el interés en explorar comportamientos no lineales en la interrelación del riesgo país con sus factores determinantes macro y variables internacionales, en distintos tipos de economías.

En las economías avanzadas, la discusión en torno a los elevados montos alcanzados por la deuda soberana y a la sostenibilidad de la política fiscal ha puesto de manifiesto la importancia de la relación no lineal entre la magnitud de la deuda y sus rendimientos, así como las no linealidades ocasionadas por la incertidumbre respecto al tipo de coordinación de las políticas económicas diseñadas para enfrentar el deterioro de las cuentas fiscales. Troy *et al.* (2010) estudiaron las consecuencias de trayectorias crecientes del endeudamiento público en economías desarrolladas en condiciones de fiscalidad limitada¹ y concluyen que la incertidumbre en cuanto a la forma como se combinan las políticas económicas genera no linealidades en la interrelación de la deuda y la inflación. Huixin (2012) presenta un estudio sobre la relación entre la prima de riesgo soberano y la política fiscal, también en condiciones de fiscalidad limitada en países desarrollados, encontrando relaciones no lineales entre la prima de riesgo soberano y los niveles de endeudamiento público, congruente con la evidencia empírica. Greenlaw *et al.* (2013) analizó los puntos de inflexión de los mercados de deuda soberana, para 20 economías avanzadas durante el periodo 2000-2011. Los autores muestran evidencias de no linealidades en la relación entre los rendimientos de la deuda y el peso de esta en las economías estudiadas. Estos autores señalan que los rendimientos de la deuda crecen más aceleradamente que esta, cuando el monto de la deuda es elevado.

En las economías emergentes, los modelos lineales han presentado dificultades para explicar la evolución del riesgo país en los últimos dos decenios en función de sus fundamentos macroeconómicos y variables globales, debido a factores como la incertidumbre política o económica, efecto contagio, entre otros. Acosta, Barráez y Urbina (2014) propusieron un modelo de cambio de régimen markoviano (Hamilton, 1989) para estudiar el caso venezolano. Estos autores plantean que en el proceso de formación de expectativas en torno a la capacidad

¹ Condiciones que limitan la capacidad del fisco para financiar montos de deuda altos.

de una economía para hacer frente a sus acreencias, los agentes no ponderan de manera constante en el tiempo los diferentes factores determinantes macroeconómicos. Ellos identificaron dos regímenes temporales en los que la relación lineal entre los fundamentos y el riesgo país varía claramente. Estos regímenes coinciden temporalmente con periodos de alta y baja incertidumbre económica.

Varias de las investigaciones mencionadas señalan la incertidumbre como una de sus posibles causas de la no linealidad entre la deuda soberana y los fundamentos. En este trabajo empírico se estudia la ruptura de la relación lineal entre el riesgo país y sus factores determinantes (fundamentos macroeconómicos y variables mundiales) para las economías de Argentina, Brasil, México y Venezuela durante el periodo 1998-2013. Para ello, nos centramos en explorar cómo influye la incertidumbre en dicha ruptura, de acuerdo con el origen del evento que la genera, si es de tipo local (corresponde a eventos particulares de cada economía) o externo (vinculada a eventos de tipo internacional).

Con este propósito se aplica un modelo de cambio de régimen markoviano, que a diferencia del presentado por Acosta, Barráez y Urbina (2014), tiene una estructura SUR (*seemingly unrelated regression*) estimada con técnicas de simulación bayesianas (Kim y Nelson, 1999). El modelo propuesto permite que los estados o regímenes temporales sean específicos para cada país, al tiempo que la estimación se realiza de manera conjunta explotando, de esta manera, la relación que puede existir entre los choques a los que están sometidos los procesos generadores de expectativas de riesgo en los diferentes países.

En este trabajo se verificó la presencia de no linealidades entre el riesgo país y sus factores determinantes, y se identificaron dos regímenes temporales en cada país, de manera similar a lo informado por Acosta, Barráez y Urbina (2014): un primer régimen, vinculado a periodos de relativa estabilidad o *baja incertidumbre*, en que la relación del riesgo país con los fundamentos es compatible con lo que se señala en la bibliografía, y un segundo régimen asociado a periodos de *alta incertidumbre*.

El hallazgo más relevante de esta investigación muestra que los cambios evidenciados en la relación de las variables explicativas del riesgo país en los diferentes regímenes depende de las causas que originan la incertidumbre. Si la fuente de incertidumbre está asociada a eventos externos, como las crisis internacionales, la volatilidad de los mercados financieros cobra relevancia, mientras que las variables de solvencia y liquidez reducen su importancia, como es el caso de México y Brasil. Si los detonantes de la incertidumbre son de origen interno, sucede lo contrario, como se observa en Argentina y Venezuela. Para el caso de esta última, los resultados encontrados coinciden con los hallazgos de Acosta, Barráez y Urbina (2014), con datos de frecuencia mensual.

Cabe destacar que la crisis *subprime* es el único evento común en el régimen de alta incertidumbre para todas las economías, a excepción de Brasil, en cuyo caso la relación del riesgo país con sus factores determinantes permaneció en el régimen de estabilidad. Esta permanencia probablemente esté explicada por las medidas de política económica que tomaron para enfrentar la crisis.

Del modelo estimado en el presente trabajo se derivaron elasticidades del riesgo país con respecto a sus factores determinantes en cada régimen. Estas elasticidades son de utilidad, pues permiten evaluar medidas de política económica destinadas a reducir el riesgo país.

El documento está estructurado de la forma siguiente. En las secciones 2 y 3 se exponen los principales aspectos relacionados con los datos y la metodología econométrica. En la cuarta, se presenta el modelo empírico estimado. La quinta sección presenta los resultados. Finalmente, se muestran las conclusiones.

2. DATOS

La base de datos utilizada para la estimación contiene información trimestral del periodo 1998-2013 para Argentina, Brasil, México y Venezuela.

Como medida de riesgo país se utilizó el índice EMBI+ calculado por JP Morgan, para cada uno de los países incluidos en el estudio, obtenido de Bloomberg. Las variables consideradas como factores determinantes del riesgo país se dividen en tres grupos: *fundamentos macroeconómicos*, *variables de solvencia y liquidez*, e *indicadores mundiales*. El primer grupo está conformado por la tasa de crecimiento del PIB real, la inflación y las variaciones del tipo de cambio. En el segundo grupo se consideran las reservas internacionales, los precios de las materias primas representativas para cada una de las economías analizadas y la deuda externa como proporción del PIB. El tercer grupo de variables incluye *indicadores mundiales*, como el índice de volatilidad del mercado de opciones de Chicago (VIX) y las tasas de interés internacionales.

En relación con los fundamentos macroeconómicos, los datos correspondientes a la tasa de crecimiento del PIB, la inflación y el tipo de cambio, provienen de las estadísticas del FMI para Argentina, Brasil y México. En el caso de Argentina, como medida de inflación también se utilizó el índice de precios registrado por PriceStats² para dicha economía. En el caso de Venezuela, estas variables se obtuvieron de las estadísticas del Banco Central, a excepción del tipo de cambio del mercado paralelo empleado para calcular el diferencial con la tasa oficial como medida de desequilibrio cambiario, el cual fue obtenido de fuentes alternativas.

En cuanto a los indicadores de liquidez y solvencia, las reservas internacionales se expresan en meses de importaciones, para lo cual se utilizó la serie de importaciones de bienes FOB de cada uno de los países, obtenida de las estadísticas del FMI. Los datos relacionados con la deuda externa se obtuvieron de las estadísticas de los respectivos ministerios de finanzas e institutos de estadísticas de cada país. Esta variable fue expresada como proporción del producto interno bruto.

² <<http://www.pricestats.com/>>. Es una página web dedicada al desarrollo y la publicación de indicadores económicos para distintos países.

Con respecto a los indicadores mundiales, la volatilidad de los mercados se consignó mediante el índice de volatilidad del mercado de opciones de Chicago (VIX). Como medida de la tasa de interés internacional se utilizó la tasa de interés de los bonos del Tesoro estadounidense a tres meses, obtenida de las estadísticas de la Reserva Federal. Los precios de las materias primas se incorporaron mediante el índice de precios de productos básicos, obtenido del FMI para Brasil y México. En el caso de Argentina, se utilizó el índice de precios de materias primas publicado por el Banco de Argentina, mientras que para Venezuela se consideró la serie de precios de la cesta petrolera venezolana, obtenida del Ministerio de Energía y Petróleo. Este criterio de selección de los índices se fundamentó en la estructura de las exportaciones, considerando los productos básicos más representativos para cada economía.

Antes de iniciar la estimación, se llevaron a cabo las pruebas de raíz unitaria para determinar la estacionariedad de las series. Para ello, se utilizó la prueba de Levin, Lin y Chu (para probar la presencia de procesos de raíz unitaria común) y las pruebas de Pesaran y Shin, W-Stat, ADF Fisher y PP Fisher, para probar la existencia de procesos de raíz unitaria individuales. Todas las variables fueron transformadas en diferencias logarítmicas, excepto los coeficientes (deuda externa/PIB, reservas/importaciones) y las tasas de interés, que se suponen estacionarias en niveles.

La selección de estas economías se realizó considerando los países latinoamericanos más representativos, en términos del tamaño de las economías,³ para las cuales se elabora el EMBI+ (JP Morgan calcula el EMBI+ para 16 países de los cuales seis pertenecen a América Latina). El periodo de estudio fue seleccionado tomando en cuenta la disponibilidad de la información estadística.

³ Medido por medio del PIB. La suma del PIB de Argentina, Brasil, México y Venezuela representa aproximadamente el 78% del PIB total de América Latina.

3. METODOLOGÍA

Los múltiples cambios estructurales en las economías latinoamericanas parecieran sugerir que un modelo lineal para explicar el riesgo de impago de cada uno de los países considerados sería una simplificación inadecuada. En este sentido, modelos no lineales de cambio de régimen markoviano parecieran más apropiados para ajustar este tipo de comportamiento.

La inestabilidad en modelos de regresión con frecuencia se asocia a cambios que experimentan los parámetros de la ecuación, de un periodo (régimen) de la muestra a otro. Cuando se tiene conocimiento sobre cuándo ocurren estos cambios de régimen y los subconjuntos de la muestra están bien definidos, la prueba F de Chow puede aplicarse para probar la hipótesis de existencia de cambio estructural. Sin embargo, en muchos casos se dispone de muy poca información acerca de la ocurrencia de estos cambios estructurales, por lo que, además de la estimación de los parámetros del modelo, también se deben inferir los quiebres estructurales de la ecuación tratándolos como variables no observables.

La metodología SUR se usó con la finalidad de estimar las ecuaciones de regresión con cambio de régimen markoviano de manera conjunta, lo cual además aporta información sobre la correlación entre los choques aleatorios a los que está expuesto el riesgo de cada uno de los países considerados.

El modelo SUR con cambio de régimen markoviano puede escribirse de la siguiente manera:

$$1 \quad y_{i,t} = x_{i,t} \beta_{i,s_t} + e_{i,t},$$

con $t = 1, \dots, T$ observaciones por cada una de las $i = 1, \dots, N$ ecuaciones (países). $y_{i,t}$ representa la observación del riesgo país en el instante de tiempo t de la ecuación i , $x_{i,t}$ es un vector $1 \times k_i$ que contiene las variables explicativas de la ecuación i en el instante de tiempo t , β_{i,s_t} representa el respectivo vector de coeficientes de la ecuación i en el instante de tiempo t , el cual sigue la siguiente estructura:

$$\beta_s = \beta_i^0 (1 - s_{i,t}) + \beta_i^1 s_{i,t}, \quad s_{i,t} = 0 \text{ o } 1 \text{ (régimen 0 o 1)}.$$

$s_{i,t}$ es la variable no observable que rige el cambio de régimen de la ecuación i , durante el régimen 0 los parámetros de dicha ecuación están dados por β_i^0 , mientras que durante el régimen 1 serían β_i^1 .

Hasta ahora nada se ha dicho respecto a las características de los errores aleatorios del modelo. Defina $e_t = (e_{1,t}, e_{2,t}, \dots, e_{N,t})'$, para permitir que los errores estén correlacionados entre unidades trasversales, hemos de suponer que $e_t \sim N(\mathbf{0}_N, \Sigma)$ para $t = 1, \dots, T$, Σ es la matriz $N \times N$ de varianza-covarianza. Con el modelo definido de esta manera, la función de verosimilitud a maximizar estará dada por:

$$2 \quad \ln(L) = \sum_{t=1}^T \sum_{s_1=0}^1 \sum_{s_2=0}^1 \dots \sum_{s_N=0}^1 f(y_t | s_{1,t}, s_{2,t}, \dots, s_{N,t}, \Psi_{t-1}) \prod_{i=1}^N f(s_{i,t} | \Psi_{t-1})$$

con

$$f(y_t | s_{1,t}, s_{2,t}, \dots, s_{N,t}, \Psi_{t-1}) = \frac{1}{(2\pi)^{\frac{N}{2}} |\Sigma|^{\frac{1}{2}}} \exp \left\{ -\frac{1}{2} (y_t - x_t \beta_{s_t})' \Sigma^{-1} (y_t - x_t \beta_{s_t}) \right\},$$

$$y_t = (y_{1,t} \ y_{2,t} \ \dots \ y_{N,t})', \quad x_t = \begin{pmatrix} x_{1,t} & 0 & \dots & 0 \\ 0 & x_{2,t} & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & x_{N,t} \end{pmatrix}, \quad \beta_{s_t} = \begin{pmatrix} \beta_{1,s_t} \\ \beta_{2,s_t} \\ \vdots \\ \beta_{N,s_t} \end{pmatrix}, \quad s_t = \begin{pmatrix} s_{1,t} \\ s_{2,t} \\ \vdots \\ s_{N,t} \end{pmatrix}.$$

Ψ_{t-1} representa la información disponible hasta el instante de tiempo $t-1$.

Por último, se debe imponer un supuesto sobre el comportamiento estocástico de las variables no observables $s_{i,t}$, lo cual permitirá determinar $f(s_{i,t} | \Psi_{t-1})$. Si se asume que estas siguen un proceso aleatorio de Markov de primer orden se habrá completado la especificación de un modelo de cambio de régimen markoviano. La inferencia de estas variables se realiza mediante el filtro de Hamilton (1989).

Cuando el modelo presentado en la ecuación 1 depende de múltiples unidades trasversales, cada una con variables explicativas, la cantidad de parámetros por estimar aumenta considerablemente y la maximización de la función de verosimilitud representada en la ecuación 2 por medio de métodos clásicos se convierte en un trabajo bastante complejo. Por otra parte, los métodos bayesianos presentan

varias ventajas importantes, pues evitan las dificultades inherentes a maximizar numéricamente la función de verosimilitud con las restricciones sobre los parámetros que impone la teoría económica. El uso de densidades *a priori*, además de incorporar información no contenida en la muestra en el proceso de estimación, permite trabajar con tamaños de muestra menores que los requeridos por los métodos frecuentistas, lo cual es de particular interés en nuestro caso. En cuanto a la técnica de estimación, se emplearon los algoritmos de simulación bayesiana planteadas por Kim y Nelson (1998) para estimar el modelo. La idea es utilizar el muestreo de Gibbs para obtener simulaciones de la distribución marginal *a posteriori* de los parámetros β_i^0 , β_i^1 , Σ con $i = 1, \dots, N$ y de los vectores de estado $s_{i,t}$, de las cuales se puede inferir la media y la varianza de estos, evitando así la maximización directa de la función de verosimilitud.

El muestreo de Gibbs sólo requiere simular las distribuciones condicionales *a posteriori* de cada uno de los parámetros. Suponiendo una distribución *a priori* normal multivariada para el vector de parámetros $\beta = \left[\beta_1^{0'} \beta_2^{0'} \dots \beta_N^{0'} \beta_1^{1'} \beta_2^{1'} \dots \beta_N^{1'} \right] \sim N(B_0, V_0)$ la distribución condicional *a posteriori* $f(\beta | \Psi_T, \Sigma, s_{1,t}, s_{2,t}, \dots, s_{N,t})$ estará dada por $\beta \sim N(B_1, V_1)$, con:

$$V_1 = (V_0^{-1} + \mathbb{X}'\Sigma^{-1}\mathbb{X})^{-1},$$

$$B_1 = V_1 (V_0^{-1}B_0 + \mathbb{X}'\bar{\Sigma}^{-1}\mathbb{Y})$$

$$\bar{\Sigma} = \Sigma \otimes I_T \quad (\otimes : \text{operador producto Kronecker})$$

$$\mathbb{Y} = \begin{pmatrix} Y_1 \\ Y_2 \\ \vdots \\ Y_N \end{pmatrix}, \quad Y_i = \begin{pmatrix} y_{i,1} \\ y_{i,2} \\ \vdots \\ y_{iT} \end{pmatrix}, \quad i = 1, \dots, N$$

$$\mathbb{X} = \begin{pmatrix} X_1 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & X_2 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & X_N \end{pmatrix} \odot (\mathbf{t}_K \otimes S),$$

(\odot : operador producto elemento a elemento)

$$X_i = \begin{pmatrix} x_{i,1} \\ x_{i,2} \\ \vdots \\ x_{i,T} \end{pmatrix}, S = \begin{pmatrix} S_1 \\ S_2 \\ \vdots \\ S_N \end{pmatrix}, S_i = \begin{pmatrix} s_{i,1} \\ s_{i,2} \\ \vdots \\ s_{i,T} \end{pmatrix}, K = \sum_{i=1}^N k_i, i = 1, \dots, N,$$

donde, \mathbf{t}_K representa un vector que sólo contiene unos de dimensión $K \times 1$.

Para la simulación de la matriz de varianza-covarianza Σ se supondrá una distribución *a priori* inversa Wishart $\Sigma \sim IW(D_0, \delta_0)$, con D_0 y δ_0 que representan respectivamente la matriz de escala $N \times N$ y los grados de libertad. De esta manera resulta una distribución condicional *a posteriori* $f(\Sigma | \Psi_T, \beta, s_{1,t}, s_{2,t}, \dots, s_{N,t})$ de la misma forma funcional: $\Sigma \sim IW(D_1, \delta_1)$, con:

$$D_1 = D_0 + E'E$$

$$E = (E_1 \quad E_2 \quad \cdots \quad E_N), E_i = \begin{pmatrix} e_{i,1} \\ e_{i,2} \\ \vdots \\ e_{i,T} \end{pmatrix}, i = 1, 2, \dots, N, \delta_1 = \delta_0 + T.$$

Para simular la distribución *a posteriori* $f(S_i | \beta, \Sigma, \Psi_T)$ se utilizará el resultado que Carter y Kohn (1994), el cual indica que:

$$f(S_i | \beta, \Sigma, \Psi_T) = f(s_{i,T} | \beta, \Sigma, \Psi_T) \prod_{t=1}^{T-1} f(s_{i,t} | s_{i,t+1}, \beta, \Sigma, \Psi_T), i = 1, \dots, N,$$

donde cada una de estas distribuciones son obtenidas mediante la aplicación del filtro de Hamilton (1989) [para más detalles sobre este resultado consulte Carter y Kohn (1994) o Kim y Nelson (1999)].

4. MODELO EMPÍRICO

El modelo base estimado está dado por:

$$EMBI_{i,t} = \theta_{S_t}^0 + \theta_{S_t}^1 \Delta PIB_{it} + \theta_{S_t}^2 \pi_{it} + \theta_{S_t}^3 R_{it} + \theta_{S_t}^4 Tc_{it} + \\ + \theta_{S_t}^5 Vix_{it} + \theta_{S_t}^6 Ti_{it} + \theta_{S_t}^7 D_{it} + \theta_{S_t}^8 \Delta PMP_{it} + \varepsilon_{i,t,S_t},$$

$$\varepsilon_{i,t,S_t} \sim N(0, \sigma_{S_t}^2),$$

$$\theta_{S_t}^i = \theta_0^i (1 - S_t) + \theta_1^i S_t,$$

$$S_t = 0 \text{ o } 1 \text{ (régimen 0 o 1),}$$

donde los subíndices i y t indican el país y el instante de tiempo respectivamente, ΔPIB_{it} representa la tasa de crecimiento del PIB real; π_{it} la tasa de inflación; R_{it} son las reservas internacionales expresadas en meses de importaciones; Tc_{it} es la variación del tipo de cambio; Vix_{it} es el índice de volatilidad CBOE; Ti_{it} es la tasa de interés de los bonos del Tesoro estadounidense a tres meses; D_{it} es la deuda externa como proporción del PIB y ΔPMP_{it} es la variación de los precios de las materias primas.⁴

5. RESULTADOS

Los resultados de la estimación de los parámetros pueden observarse en el cuadro 1. Se identificaron dos regímenes para cada país. Un primer régimen, que llamaremos régimen *B* (baja incertidumbre), relacionado con periodos de estabilidad, crecimiento de la actividad económica y condiciones favorables del contexto internacional. Un segundo régimen, régimen *A* (alta incertidumbre), que coincide temporalmente con periodos de perturbaciones tanto nacionales como internacionales. La metodología empleada permite que los

⁴ Para el caso de Venezuela representa la brecha entre el tipo de cambio oficial y el paralelo como en Acosta, Barráez y Urbina (2014).

Cuadro 1

RESULTADOS DE LAS ESTIMACIONES PARA EL MODELO BASE

<i>País</i>	<i>Régimen A</i>			<i>Régimen B</i>		
	<i>Coefficiente</i>	<i>Media a posteriori</i>	<i>Bandas de confianza a posteriori al 90%</i>	<i>Media a posteriori</i>	<i>Bandas de confianza a posteriori al 90%</i>	
	Constante	13.5524	(12.52;14.57)	7.19	(4.36; 10.01)	
	PIB	-	-	-	-	
	Ri/M	-	-	-0.28	(-0.40; -0.14)	
	DE/PIB	-	-	2.85	(2.31; 3.38)	
	VIX	0.38	(0.27; 0.49)	0.46	(0.37; 0.54)	
	Letra del Tesoro	0.21	(0.16; 0.26)	-0.15	(-0.17; -0.12)	
	IPMP	-1.35	(-1.46; -1.23)	-0.64	(-0.86; -0.41)	
	TC	-	-	2.29	(1.66; 2.91)	
Argentina						

<i>País</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>Régimen A</i>		<i>Régimen B</i>	
		<i>Media a posteriori</i>	<i>Bandas de confianza a posteriori al 90%</i>	<i>Media a posteriori</i>	<i>Bandas de confianza a posteriori al 90%</i>
	Constante	5.81	(2.40; 9.07)	7.95	(7.76; 8.13)
	π	-	-	3.23	(2.27; 4.22)
	PIB	-	-	-1.21	(-1.91; -0.51)
	Ri/M	-0.21	(-0.31; -0.11)	-0.22	(-0.24; -0.20)
	DE/PIB	-	-	2.24	(1.53; 2.96)
	VIX	0.66	(0.41; 0.92)	0.27	(0.23; 0.31)
	Letra del Tesoro	-	-	-0.06	(-0.07; -0.05)
	iPMP	-0.60	(-0.89; -0.29)	-0.59	(-0.62; -0.56)
	TC	0.66	(0.38; 0.93)	0.28	(0.18; 0.38)
	Constante	4.98	(3.78; 6.19)	4.44	(4.23; 4.66)
	π	-	-	3.77	(3.06; 4.49)
	PIB	-	-	-1.15	(-1.75; -0.56)
	Ri/M	-0.88	(-1.41; -0.36)	-0.31	(-0.42; -0.19)
	DE/PIB	1.78	(0.58; 3.01)	3.18	(2.82; 3.53)
	VIX	0.85	(0.65; 1.05)	0.36	(0.30; 0.41)
	Letra del Tesoro	-0.10	(-0.14; -0.06)	0.03	(0.02; 0.04)
	iPMP	-0.41	(-0.59; -0.24)	-0.30	(-0.34; -0.26)
	TC	-	-	0.49	(0.31; 0.66)
	Constante	5.81	(2.40; 9.07)	7.95	(7.76; 8.13)
	π	-	-	3.23	(2.27; 4.22)
	PIB	-	-	-1.21	(-1.91; -0.51)
	Ri/M	-0.21	(-0.31; -0.11)	-0.22	(-0.24; -0.20)
	DE/PIB	-	-	2.24	(1.53; 2.96)
	VIX	0.66	(0.41; 0.92)	0.27	(0.23; 0.31)
	Letra del Tesoro	-	-	-0.06	(-0.07; -0.05)
	iPMP	-0.60	(-0.89; -0.29)	-0.59	(-0.62; -0.56)
	TC	0.66	(0.38; 0.93)	0.28	(0.18; 0.38)
	Constante	4.98	(3.78; 6.19)	4.44	(4.23; 4.66)
	π	-	-	3.77	(3.06; 4.49)
	PIB	-	-	-1.15	(-1.75; -0.56)
	Ri/M	-0.88	(-1.41; -0.36)	-0.31	(-0.42; -0.19)
	DE/PIB	1.78	(0.58; 3.01)	3.18	(2.82; 3.53)
	VIX	0.85	(0.65; 1.05)	0.36	(0.30; 0.41)
	Letra del Tesoro	-0.10	(-0.14; -0.06)	0.03	(0.02; 0.04)
	iPMP	-0.41	(-0.59; -0.24)	-0.30	(-0.34; -0.26)
	TC	-	-	0.49	(0.31; 0.66)

	7.37	(7.01; 7.71)	6.24	(5.80; 6.67)
Constante	7.37	(7.01; 7.71)	6.24	(5.80; 6.67)
PIB	-	-	-	-
Ri/M	-0.18	(-0.26; -0.10)	-	-
DE/PIB	0.82	(0.40; 1.23)	-	-
VIX	0.31	(0.25; 0.34)	0.56	(0.46; 0.66)
Letra del Tesoro	-0.31	(-0.32; -0.29)	0.03	(0.007; 0.04)
IPMP	-0.29	(-0.33; -0.24)	-0.44	(-0.49; -0.37)
TC	-	-	0.24	(0.11; 0.36)

regímenes sean independientes entre países y no necesariamente coinciden respecto a la temporalidad.

En el régimen *B*, para Argentina, Brasil y México, todos los factores determinantes considerados del EMBI+ son estadísticamente significativos y los signos de los coeficientes fueron los esperados, a excepción de la tasa de crecimiento del PIB para el caso argentino. De los fundamentos macroeconómicos, la tasa de crecimiento del PIB tiene signo negativo, mientras la inflación y el tipo de cambio, positivo. De las variables de solvencia y liquidez, la deuda presenta signo positivo, mientras que las reservas internacionales netas y el precio de las materias primas negativos. De las variables globales, el VIX tiene signo positivo. En este régimen, el riesgo país de estas economías, se comporta de acuerdo con lo señalado por la bibliografía.

En Venezuela, a diferencia del resto de las economías, en el régimen *B* la determinación del riesgo se concentra en pocas variables, siendo las más importantes los precios del petróleo y la volatilidad de los mercados financieros; esto confirma los resultados obtenidos por Acosta, Barráez y Urbina, con datos de frecuencia mensual. Este hallazgo refleja la importancia de los ingresos petroleros para la economía venezolana y la sensibilidad de la curva de rendimientos de los instrumentos de la deuda a los choques de precios del petróleo (Chirinos y Pagliacci, 2015): en periodos de baja incertidumbre, la percepción de riesgo de la deuda soberana está atada esencialmente a los precios del petróleo.

El régimen *A*, en contraste con el régimen *B*, coincide temporalmente con periodos de alta incertidumbre, en donde están presentes perturbaciones de alcance internacional como la crisis rusa, la crisis de la deuda argentina y la crisis *subprime*, además de acontecimientos internos, que afectaron negativamente la prima de riesgo. En el caso de México y Brasil los periodos de alta incertidumbre se asocian principalmente a grandes perturbaciones externas, mientras que en Argentina y Venezuela, este régimen coincide esencialmente con eventos de carácter interno.

En lo sucesivo, se analizarán los resultados para cada una de las economías en el régimen A. En México, el régimen A se observa en los periodos 1998t1-1998t3 y 2007t2-2009t2, coincidiendo con las crisis rusa y *subprime*, respectivamente. En ambos periodos se registraron tasas de crecimiento negativas de la actividad económica, depreciación del peso mexicano e incremento del riesgo país. Respecto al segundo periodo, cabe destacar que de las economías de la región, la mexicana fue la más afectada debido a la sincronía de su ciclo económico con el de Estados Unidos.

Con relación a los coeficientes del régimen A, la inflación, el PIB y el tipo de cambio dejan de ser significativos. La magnitud de los coeficientes de las reservas internacionales y del VIX es mayor que los estimados para el régimen B. El signo del coeficiente de las tasas de interés de los bonos del Tesoro estadounidense en este régimen es negativo, a diferencia del régimen B, lo cual revela la importancia de la política monetaria de Estados Unidos en la valoración de la deuda mexicana por parte de los inversionistas.

En el caso de Brasil, el régimen A que abarca el periodo 2002t2-2004t2, se caracterizó por un marcado deterioro de los términos de intercambio, debido a la disminución del flujo comercial con Argentina, como consecuencia de la crisis de la deuda que afectó a ese país. Adicionalmente, el estallido de la burbuja especulativa del 2000⁵ y los sucesos de septiembre de 2001, generaron volatilidad en los mercados internacionales. Estas condiciones desfavorables del contexto internacional generaron la ralentización de la actividad económica. Durante este periodo los diferenciales de los bonos soberanos superaron los 2,000 puntos básicos (pb) y el real sufrió una fuerte depreciación.

Con respecto a los coeficientes del régimen A, similar al caso mexicano, un grupo de variables dejaron de ser significativas: inflación, deuda externa, PIB y las tasas de interés de Estados Unidos. El tipo de cambio y el VIX aumentan su ponderación como factores determinantes del riesgo con respecto al régimen

⁵ Conocida como burbuja de las *puntocom*.

B. Mientras que los coeficientes de las reservas internacionales y los precios de las materias primas son similares en magnitud a los del régimen *B*. Los signos de los coeficientes son los esperados *a priori*.

Durante 1998t4-1999t2 se evidenció la presencia de desequilibrios macroeconómicos tras el colapso del Plan Real, que incrementaron la prima de riesgo. A pesar de ello, la metodología empleada no asoció este periodo con el régimen *A*, puesto que este régimen está sujeto a la dinámica de los indicadores mundiales.

Durante la crisis *subprime* tampoco se evidenció un cambio de régimen en el riesgo país de Brasil, que permaneció en el régimen *B*, a pesar del aumento observado en la probabilidad de cambio de régimen (gráfica 1), lo cual puede ser explicado por la eficacia de medidas de política económica⁶ (principalmente monetaria y fiscal) que mitigaron los efectos de la crisis.

Para evaluar si la política monetaria en Brasil incidió en la evolución del riesgo país durante la crisis *subprime* se procedió a estimar una regla de Taylor.

$$i - \bar{\pi} = \bar{r} + a(\pi - \bar{\pi}) + b(y - \bar{y}) + \varepsilon ,$$

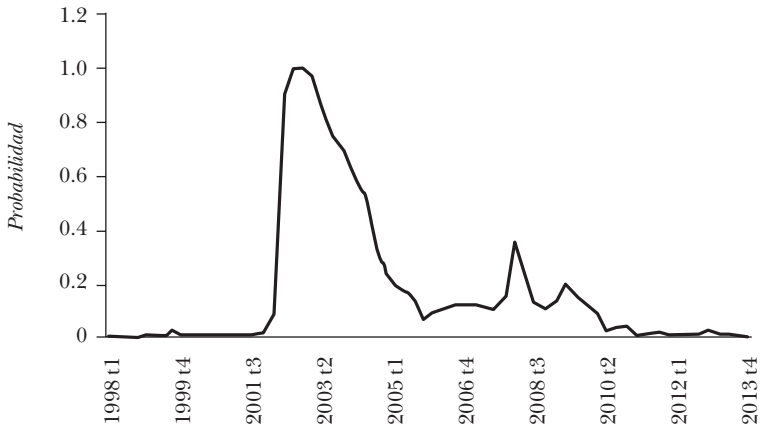
siendo *i* la tasa de interés de política monetaria del Banco Central de Brasil (SELIC), \bar{r} es la tasa de interés de largo plazo, $\bar{\pi}$ es la meta de inflación, $\pi - \bar{\pi}$ es la diferencia entre la tasa de inflación efectiva y la meta, $y - \bar{y}$ es la brecha del producto y ε es el choque de política monetaria.

A efectos de probar si las medidas de política influyeron en la permanencia del riesgo país en el régimen de baja incertidumbre durante el periodo de la crisis, se consignaron los residuos de la ecuación de Taylor (los cuales expresan la orientación y

⁶ En el ámbito monetario, las medidas se orientaron a la provisión de liquidez al sistema financiero, reducción del encaje legal y la disminución de la tasa de política monetaria. Las medidas de política fiscal se concentraron en la disminución de los impuestos y el aumento del gasto público y de los subsidios.

Gráfica 1

PROBABILIDAD DE RÉGIMEN DE CAMBIO PARA BRASIL
(porcentajes del PIB)



Fuente: elaboración propia.

magnitud de la política monetaria), para estimar un modelo logístico sobre la probabilidad de cambio de régimen.

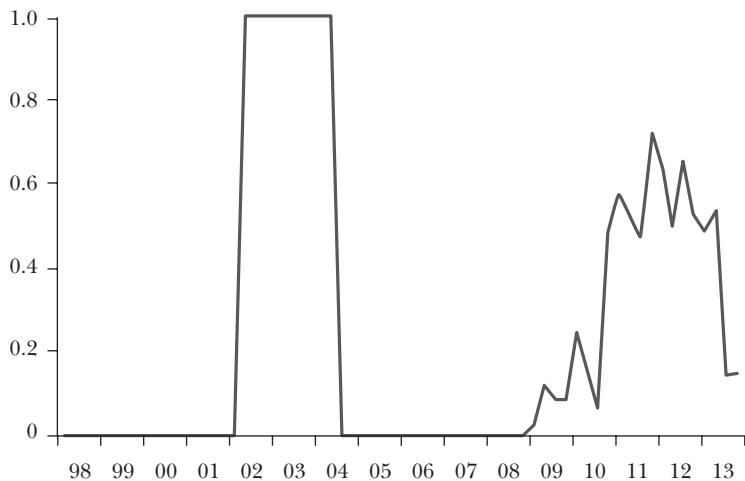
En la gráfica 2 se muestra la probabilidad de cambio de régimen del riesgo país durante la ejecución de medidas de política monetaria expansivas (gráfica 2a) y se compara con un ejercicio contrafáctico, en el cual se supone la ejecución de una política monetaria neutra (choques nulos en la regla de Taylor), que se muestra en la gráfica 2b. Al respecto, se observa que la probabilidad de cambio de régimen durante el periodo de la crisis es más elevada en ausencia de la ejecución de las medidas de política monetaria, es decir, la política monetaria contribuyó a la permanencia en el régimen de baja incertidumbre durante la crisis *subprime*.

Cabe destacar que las acciones de política fiscal se incluyeron en un modelo logístico y se efectuaron ejercicios contrafácticos similares al anterior, empleando variables como los ingresos y gastos fiscales. Sin embargo, estas variables no resultaron

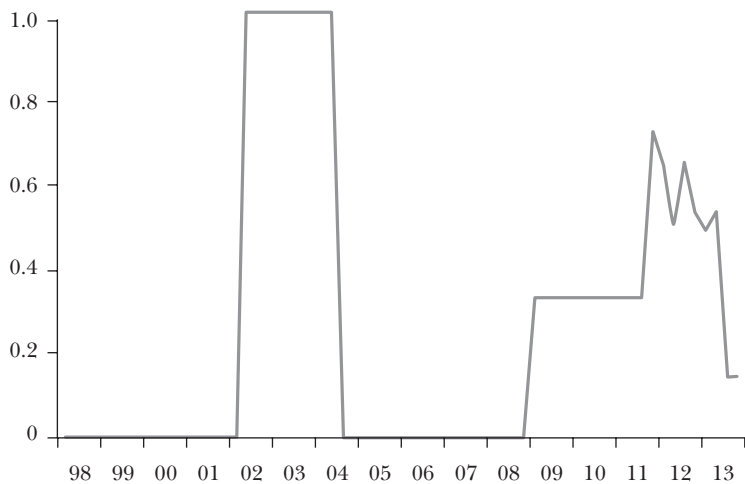
Gráfica 2

PROBABILIDAD DE RÉGIMEN DE CAMBIO PARA BRASIL CON LA EJECUCIÓN DE MEDIDAS DE POLÍTICA ECONÓMICA (PANEL A) O EN AUSENCIA DE ELLAS (PANEL B)

PANEL A



PANEL B



Fuente: elaboración propia.

estadísticamente significativas, por lo cual no se encontró evidencia estadística que apunte a que la política fiscal incidió en la permanencia de la economía brasileña en el régimen de baja incertidumbre durante la crisis.

Por otra parte, en el régimen *A*, para México y Brasil, de las tres variables del grupo de solvencia y liquidez, sólo el coeficiente de las reservas internacionales en el caso mexicano aumentó en magnitud; las dos restantes permanecen sin mayor variación o incluso pierden su significancia, como el caso de la deuda en Brasil. De las variables mundiales, el coeficiente del VIX es mayor en este régimen para ambas economías.

Para los casos de Argentina y Venezuela, el régimen *A* consta de tres periodos, asociados principalmente a eventos internos desfavorables de tipo económico y político.

En Argentina, el primer periodo (2001t4-2005t2), generado por la crisis de la deuda pública de diciembre de 2001 y los posteriores sucesos de carácter social y político que dieron lugar a la renuncia del presidente en ejercicio. En este periodo, la economía sufrió una fuerte contracción, acompañada de una caída importante en las reservas internacionales, depreciación del tipo de cambio y cesación de pagos de la deuda pública externa.

El segundo (2008t4-2009t2) coincide con el estallido de la crisis *subprime* que repercutió en varios países de la región. Los efectos de la crisis internacional en Argentina se manifestaron en la desaceleración de la actividad económica, el deterioro de los términos de intercambio y la depreciación de la moneda. Durante este periodo, se exacerbó los temores en los mercados financieros con respecto a la capacidad del gobierno argentino para asumir los compromisos de amortización de deuda e intereses con vencimiento en 2009. Por esta razón, pese a que la perturbación inicial fue de origen externo, se transmitió a la economía interna afectando los fundamentos, las variables de solvencia y liquidez.

El tercer periodo (2012t1-2013t4) se caracterizó por la aplicación de medidas de política económica, siendo las más importantes las relacionadas con la reestatización de un porcentaje mayoritario de las acciones de la empresa petrolera Repsol YPF, la restricción a la utilización de divisas en operaciones

internas (principalmente en el sector inmobiliario) y la reducción del atesoramiento en moneda extranjera por parte de los residentes.

Con respecto a los coeficientes, en el régimen *A* dejan de ser significativos los coeficientes de la deuda y el tipo de cambio. Los cambios más relevantes se expresan en la magnitud del coeficiente de los precios de las materias primas y el término constante, los cuales representan casi el doble y el triple, respectivamente, de los estimados para el régimen *B*. Esto refleja la importancia creciente que le asignan los agentes a este indicador de liquidez, ante el colapso de las reservas internacionales.

Para Venezuela, el primer periodo ocurrido durante 1998, coincide con el colapso del régimen de tipo de cambio fijo y el control de capitales en funcionamiento desde 1994, y el inicio de un sistema de bandas cambiarias en julio de 1996. En el plano internacional, en este periodo tuvieron lugar distintos acontecimientos como la crisis asiática en julio de 1997, la crisis rusa de 1998 y la caída de los precios del petróleo que alcanzó mínimos históricos.

Durante el segundo periodo (2002t1-2003t2), se pueden destacar hechos tales como el golpe de Estado de abril de 2002 y el posterior paro petrolero en diciembre del mismo año, los cuales tuvieron repercusiones económicas y políticas. En el ámbito económico, la fuerte disminución de las reservas internacionales indujo la aplicación de un nuevo régimen cambiario, de tipo de cambio fijo con control de capitales.

El tercer y último periodo (2005t3-2013t4) se caracterizó por una elevada prima de riesgo derivada de acontecimientos de carácter interno, como las iniciativas económicas de tipo socialista (estatizaciones de empresas privadas: siderúrgicas, cementeras y alimentarias, entre otras). En el ámbito internacional, en 2008 se producen el impago de Ecuador y la crisis *subprime*, que trajo como consecuencia la contracción de la economía mundial, una elevada volatilidad de los mercados y el descenso de los precios del petróleo. Todo esto elevó considerablemente la prima de riesgo venezolana.

En el régimen *A*, Venezuela conserva su comportamiento atípico: todas las variables son significativas, a excepción del

PIB y el tipo de cambio. Es de destacar que la deuda externa y las reservas internacionales en el régimen *B* no eran significativas, siendo la primera de ellas la variable de mayor magnitud en este régimen. Los coeficientes del VIX y de las materias primas son menores que en el régimen *B* en valor absoluto. Este comportamiento del riesgo país venezolano obedece a las características particulares de economía petrolera: en periodos de baja incertidumbre, los agentes se concentran en los precios del petróleo y la volatilidad de los mercados internacionales para formar sus expectativas de riesgo, mientras que en periodos de alta incertidumbre, los agentes consideran más variables, además de las ya mencionadas.

Para Argentina y Venezuela, donde el régimen de alta incertidumbre está asociado a eventos internos, el coeficiente del VIX disminuyó en magnitud con respecto al régimen *B* en ambos casos. De las tres variables de solvencia y liquidez, sólo los precios del petróleo para Venezuela y la deuda para Argentina disminuyen o pierden su significancia; las restantes aumentan su ponderación o permanecen iguales. En el caso Argentino, a pesar de que se utilizaron dos medidas distintas de inflación, ninguna de ellas resultó ser significativa independientemente del régimen. De igual forma se observó en el caso de Venezuela.

Del análisis de resultados obtenido por país, se pueden extraer algunas características comunes a todos los países considerados. En términos generales, los resultados sugieren que el cambio de régimen en la relación del riesgo país y sus factores determinantes depende de las causas que originan la incertidumbre. Si la fuente de incertidumbre está asociada a eventos externos, como las crisis internacionales, la volatilidad de los mercados financieros cobra relevancia, mientras que las variables de solvencia y liquidez pierden su importancia. Por el contrario, si los detonantes de la incertidumbre son de origen interno, estas últimas constituyen las variables clave.

Por otro lado, para dar cuenta de la robustez del modelo base, se estimaron modelos alternativos que tomaron en

Cuadro 2

RESULTADOS DE LAS ESTIMACIONES PARA EL MODELO QUE INCORPORA EL GRADO DE APERTURA

País	Régimen A			Régimen B		
	Coefficiente	Media a posteriori	Bandas de confianza a posteriori al 90%	Media a posteriori	Bandas de confianza a posteriori al 90%	
Argentina	PIB	13.42	(12.81; 14.04)	9.54	(8.47; 10.57)	-
	VIX	0.36	(0.25; 0.48)	0.8	(0.71; 0.89)	-
	Letra del Tesoro	0.22	(0.17; 0.28)	-0.18	(-0.20; -0.16)	-
	IPMP	-1.47	(-1.61; -1.34)	-0.95	(-1.18; -0.71)	-
	TC	-0.1	(-0.19; -0.01)	1.04	(0.20; 1.88)	-
	Grado de apertura	1.01	(0.01; 2.02)	-2.83	(-3.83; -1.84)	-
	Constante	4.23	(3.32; 5.13)	6.46	(6.03; 6.90)	-
	π	-	-	8.09	(5.55; 10.61)	-
	PIB	-	-	-	-	-
	VIX	1.12	(0.91; 1.32)	0.33	(0.25; 0.40)	-
Brasil	Letra del Tesoro	-0.08	(-0.12; -0.04)	0.03	(0.008; 0.04)	-
	IPMP	-0.35	(-0.57; -0.11)	-0.51	(-0.59; -0.41)	-
	TC	0.53	(0.27; 0.80)	0.32	(0.10; 0.53)	-
	Grado de apertura	3.76	(0.00; 7.70)	-1.54	(-2.77; -0.32)	-

Constante	4.87	(3.70; 6.06)	4.83	(4.52; 5.11)
π	9.27	(6.10; 12.31)	8.93	(7.94; 9.86)
PIB	-	-	-0.94	(-1.67; -0.22)
VIX	0.41	(0.27; 0.55)	0.54	(0.46; 0.60)
Letra del Tesoro	-0.08	(-0.12; -0.04)	0.01	(0.00; 0.02)
IPMP	-	-	-0.44	(-0.53; -0.34)
TC	0.82	(0.28; 1.37)	-	-
Grado de apertura	-	-	-	-
Constante	7.88	(7.61; 8.13)	5.73	(5.17; 6.30)
PIB	-	-	-	-
VIX	0.25	(0.19; 0.30)	0.69	(0.55; 0.81)
Letra del Tesoro	-0.33	(-0.34; -0.31)	0.02	(0.00; 0.04)
IPMP	-0.38	(-0.44; -0.31)	-0.41	(-0.53; -0.29)
TC	-	-	0.26	(0.09; 0.43)
Grado de apertura	-	-	-	-

México

Venezuela

consideración otras variables de control tales como el grado de apertura, la eficacia gubernamental, estabilidad política/ausencia de violencia y la calidad regulatoria. La primera, medida como el cociente de las importaciones totales más exportaciones totales entre el PIB de cada economía, y el resto de ellas son índices desarrollados por el Banco Mundial.

La especificación del modelo que incorpora el grado de apertura es la misma que la del modelo base pero se excluye el cociente entre reservas internacionales e importaciones y la deuda externa como proporción del PIB por presentar problemas de colinealidad. Los resultados de la estimación de este modelo se observan en el cuadro 2, se puede apreciar que el modelo es robusto ante la incorporación de esta variable dado que los cambios de régimen registrados y la mayoría de los parámetros se mantienen sin cambios significativos con respecto al modelo base. Esta medida de grado de apertura resultó ser significativa para Argentina y Brasil, con signo positivo en el régimen *A* y negativo en el *B* para ambos países; lo cual indica que mientras más abiertas son estas economías durante periodos de alta incertidumbre más se ve afectado el riesgo país debido a los temores de contagio.

Con respecto al resto de las variables consideradas para estimar modelos alternativos, ninguna de ellas resultó significativa a excepción de la eficiencia gubernamental en el caso de Argentina en el régimen *A*, con signo negativo como habría de esperarse.

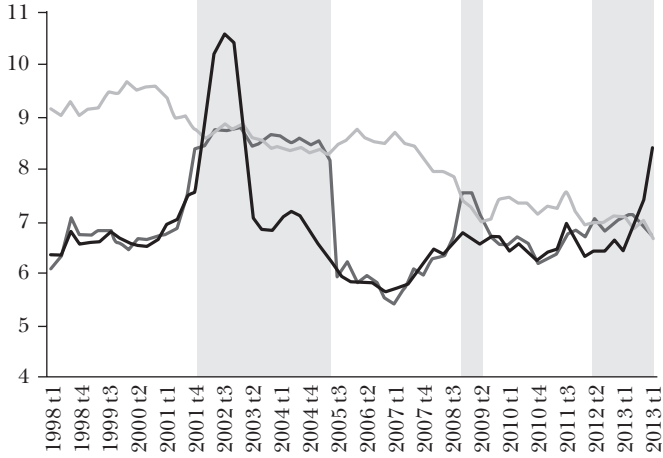
Del modelo estimado, se pueden derivar elasticidades del riesgo país con respecto a sus factores determinantes en cada régimen. Mediante la simulación de incrementos porcentuales de la respectiva variable exógena, se contabilizan las variaciones porcentuales que resultan en la variable endógena, para obtener la elasticidad deseada. Estas elasticidades, en el cuadro 3, son de utilidad para la elaboración de políticas destinadas a mitigar el efecto de las crisis en el riesgo país. En el cuadro, por ejemplo, se puede observar que un incremento de un 1% del tipo de cambio resulta en un incremento de un 0.49% en el riesgo país para el caso de México, en el régimen de baja incertidumbre.

Gráfica 3

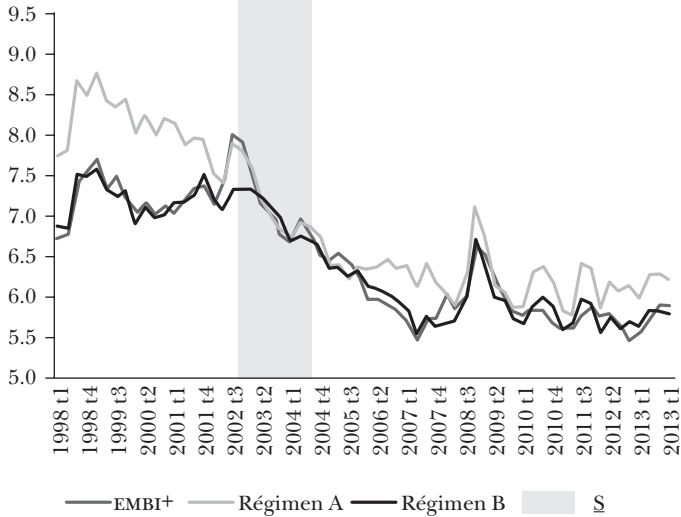
CAMBIOS DE RÉGIMEN MARKOVIANO POR PAÍS

(1998t1-2013t4)

ARGENTINA



BRASIL



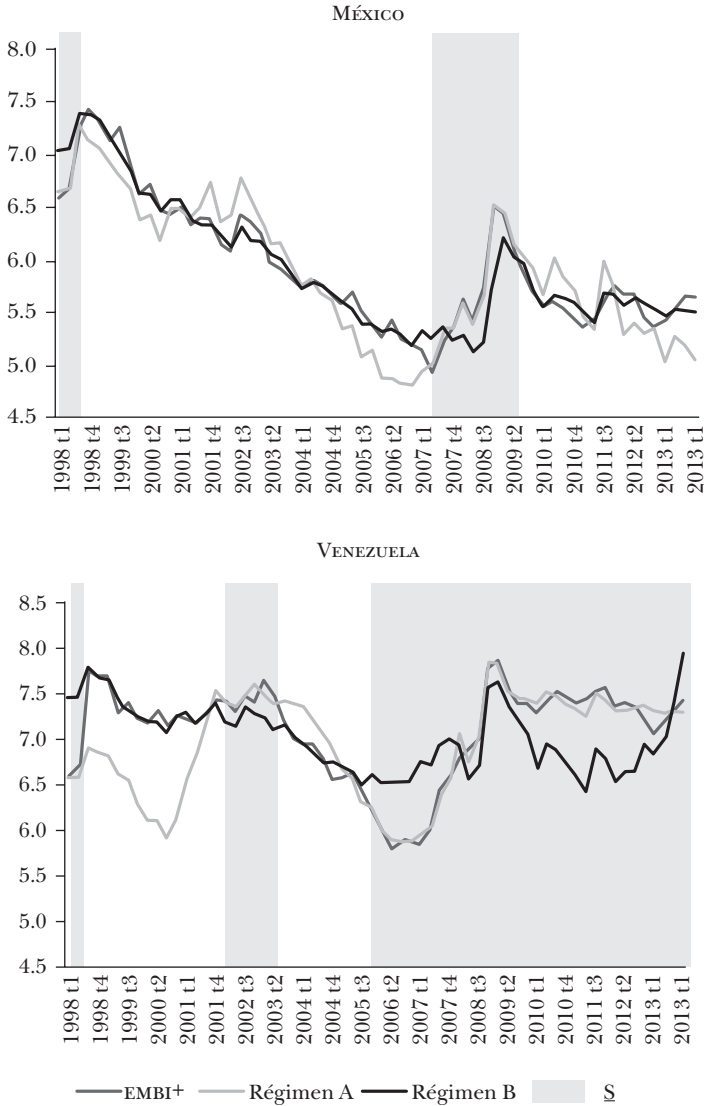
— EMBI+ — Régimen A — Régimen B ■

Nota: las líneas en gris oscuro corresponden al EMBI+ observado para cada país, las líneas en gris claro y las negras corresponden a los regímenes de alta y baja incertidumbre respectivamente. El área sombreada está asociada al régimen de alta incertidumbre y permite observar los cambios de régimen con facilidad.

Gráfica 3 (cont.)

CAMBIOS DE RÉGIMEN MARKOVIANO POR PAÍS

(1998t1-2013t4)



Nota: las líneas en gris oscuro corresponden al EMBI+ observado para cada país, las líneas en gris claro y las negras corresponden a los regímenes de alta y baja incertidumbre respectivamente. El área sombreada está asociada al régimen de alta incertidumbre y permite observar los cambios de régimen con facilidad.

Cuadro 3

ELASTICIDADES DEL RIESGO PAÍS RESPECTO A SUS FACTORES DETERMINANTES

País	Variable	Porcentaje de cambio de EMBI + ante un incremento de 1% en la variable	
		Régimen A	Régimen B
	PIB	-	-
	Ri/M	-	-0.28
	D/ PIB	-	0.93
Argentina	VIX	0.38	0.46
	Letra del Tesoro	0.02	-0.01
	IPMP	-1.35	-0.63
	TC	-	2.92
	IPC	-	3.23
Brasil	PIB	-	-1.21
	Ri/M	-1.06	-1.28
	D/ PIB	-	0.41
	VIX	0.66	0.26
	Letra del Tesoro	-	-0.004
	Brent	-0.61	-0.58
	TC	0.66	0.28

Porcentaje de cambio de EMBI + ante un incremento de 1% en la variable

<i>País</i>	<i>Variable</i>	<i>Régimen A</i>	<i>Régimen B</i>
México	IPC	-	3.76
	PIB	-	-1.15
	Ri/M	-1.42	-0.50
	D/ PIB	0.75	1.34
	VIX	0.85	0.35
	Letra del Tesoro	-0.01	0.003
	Brent	-0.41	-0.29
	TC	-	0.49
	PIB	-	-
	Ri/M	-0.17	-
Venezuela	D/ PIB	0.14	-
	VIX	0.31	0.56
	Letra del Tesoro	-0.02	0.002
	Brent	-0.29	-0.43
	TC	-	0.24

6. CONCLUSIONES

Los resultados de esta investigación apuntan a que la relación del riesgo país con sus factores determinantes para los países considerados se ha visto perturbada por eventos de distinta índole. En el entorno internacional, estos eventos se relacionan con las crisis económicas y financieras ocurridas durante el periodo de estudio: crisis rusa, crisis de la deuda argentina y crisis *subprime*. En el ámbito interno, estos acontecimientos se vinculan a desequilibrios macroeconómicos, inestabilidad política y revueltas sociales. La no linealidad inherente a este comportamiento fue registrada mediante la estimación de un modelo SUR bayesiano con cambio de régimen markoviano. Esta metodología permitió identificar dos regímenes independientes para cada país.

El primer régimen, denominado régimen *B* (*baja incertidumbre*), está relacionado con periodos de estabilidad, crecimiento de la actividad económica y condiciones favorables del contexto internacional. El segundo, régimen *A* (*alta incertidumbre*), coincide temporalmente con periodos de turbulencias tanto internacionales como nacionales.

Los resultados sugieren que en el periodo de alta incertidumbre los agentes dan mayor relevancia a algunas variables clave para formar sus expectativas de riesgo. Tales variables dependen de las causas que originan la incertidumbre. Si la fuente de incertidumbre está asociada a eventos externos, como las crisis internacionales, la volatilidad de los mercados financieros cobra relevancia, como es el caso de México y Brasil. Si los detonantes de la incertidumbre son de origen interno, las variables clave son los indicadores de liquidez y solvencia del respectivo país, como se observa en Argentina y Venezuela. Para el caso de Venezuela, los resultados encontrados coinciden con los hallazgos de Acosta, Barráez y Urbina (2014), pese a las diferencias respecto a la frecuencia de la información estadística utilizada.

Cabe destacar que la crisis *subprime* es el único evento común en el régimen *A* para todas las economías, a excepción de Brasil, en cuyo caso la relación del riesgo país con sus factores determinantes permaneció estable en el régimen *B*, como resultado de la eficacia de las medidas de política económica (principalmente monetaria y fiscal).

Bibliografía

- Acosta, Ali, Daniel Barráez y Martín Urbina (2014), *Un modelo no lineal para el riesgo país en Venezuela*, trabajo presentado en la Red de Investigadores del CEMLA, México, noviembre 2014.
- Carter, C., y R. Kohn (1994), "On Gibbs Sampling for State Space Models", *Biometrika*, vol. 81, núm. 3, pp. 541-553.
- Chirinos-Leañez, Ana María y Carolina Pagliacci (2015) "Macroeconomic Shocks and the Forward Yield Curve: How Important is Monetary Policy?", *Macroeconomics and Finance in Emerging Market Economies*, vol. 8, núm. 3, pp. 201-223.
- Edwards, Sebastian (1986), *The Pricing of Bonds and Bank Loans in International Markets: An Empirical Analysis of Developing Countries' Foreign Borrowing*, NBER Working Paper Series, núm. 1689.
- Eichengreen, Barry, y Ashoka Mody (2000), "What Explains Changing Spreads on Emerging Market Debt: Fundamentals or Market Sentiment?", en S. Edwards (ed.), *Capital Flows y the Emerging Economies: Theory, Evidence y Controversies*, University of Chicago Press.
- González Rozada, Martín, y Eduardo Levy Yeyati (2006), *Global Factors and Emerging Market Spreads*, IADB Working Paper, núm. 552.
- Greenlaw, David, James D. Hamilton, Peter Hooper y Frederic S. Mishkin (2013), *Crunch Time: Fiscal Crises and the Role of Monetary Policy*, NBER Working Paper Series, núm. 19297.
- Hamilton, James D. (1989), "A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series y the Business Cycle", *Econometrica*, vol. 57, núm. 2, marzo, pp. 357-384.
- Hilscher, Jens, y Yves Nosbusch (2009), *Determinants of Sovereign Risk: Macroeconomic Fundamentals and the Pricing of Sovereign Debt*, Kamakura Corporation.
- Huixin, Bi (2012), "Sovereign Default Risk Premia, Fiscal Limits, and Fiscal Policy", *European Economic Review*, vol. 56, núm. 3, pp. 389-410.
- Kim, Chang-Jin, y Charles R. Nelson (1999), *State-space Models with Regime Switching: Classical and Gibbs-sampling Approaches with Applications*, MIT Press, Cambridge, Massachusetts.
- Pagliacci, Carolina, y Daniel Barráez (2010), "A Markov-switching model of Inflation: Looking at the Future During Uncertain Times", *Análisis Económico*, vol. xxv, núm. 59, pp. 25-46.
- Sachs, Jeffrey, y John Williamson (1985), "External Debt y Macroeconomic Performance in Latin America y East Asia", *Brookings Papers on Economic Activity*, vol. 16, núm. 2, pp. 523-573.

- Uribe, Martín, y Vivian Z. Yue (2006), “Country Spreads and Emerging Countries: Who Drives Whom?”, *Journal of International Economics*, núm. 69, junio, pp. 6-36.
- Davig, Troy, Eric M. Leeper y Todd B. Walker (2011) “Inflation and the Fiscal Limit”, *European Economic Review*, vol. 55, núm. 1, pp. 31-47.

Jorge Ponce

Fundamentos del precio de las viviendas en Uruguay

Resumen

En este trabajo se propone un modelo de precios para las viviendas según los fundamentos. El modelo se calibra con datos de Uruguay. Se encuentra que los precios reales de las viviendas fluctúan más que lo justificado por sus fundamentos, que hubo un desequilibrio estadísticamente significativo justo antes de la crisis de 2002, que la caída de los precios según los fundamentos anticipó la crisis y que en el periodo reciente tales precios presentan una tendencia de crecimiento estable, en tanto que los precios reales se encuentran oscilando en su entorno.

Palabras clave: precio de viviendas, modelo de fundamentos, estabilidad financiera, Uruguay.

Clasificación JEL: G28.

Abstract

This paper proposes a model of fundamentals for the price of housing. The model is calibrated with data for Uruguay. The main findings are: Real housing prices fluctuate more than justified by fundamentals; the misalignment was statistically significant just before the 2002 crisis; a fall in fundamental

J. Ponce es funcionario del Banco Central del Uruguay. Agradece los comentarios y sugerencias brindadas por Fernando Borraz, Diego Gianelli, Gerardo Licandro, Adolfo Sarmiento y dos dictaminadores anónimos. Las opiniones expresadas en este artículo son responsabilidad del autor y no representan ni comprometen la posición institucional del Banco Central del Uruguay. Para correspondencia: <jponce@bcu.gub.uy>.

prices anticipates the crisis; and, in the recent period fundamental prices follow a stable trend of positive growth while real housing prices fluctuates around it.

Keywords: price of housing, model of fundamentals, financial stability, Uruguay.

JEL classification: G28.

1. INTRODUCCIÓN

Los desvíos de los precios de algunos activos, en particular de los bienes inmobiliarios, con respecto a su trayectoria de equilibrio pueden tener importantes consecuencias para la estabilidad de los sistemas financieros. El resultado de que los precios de activos inmobiliarios (viviendas) se mantengan más elevados que lo que justifican sus fundamentos por períodos prolongados puede ser un endeudamiento en exceso, la toma de riesgos desmesurada y la sobrevaloración de las garantías; todo lo cual, hace más probable la ocurrencia de abruptas y costosas correcciones. En un contexto internacional caracterizado por condiciones laxas de liquidez internacional, importantes flujos de capitales hacia economías emergentes y elevados precios de los productos básicos, como ocurrió luego de la crisis financiera internacional de 2008-2009, se volvió particularmente relevante la evaluación del grado de desalineamiento que los precios de las viviendas muestran con respecto a sus fundamentos.¹

En este artículo se propone un modelo para estimar el precio de las viviendas según sus fundamentos; el cual explota el hecho de que una vivienda puede ser considerada tanto como un activo de inversión, como un bien que brinda servicios. El modelo se calibra con datos para Uruguay. La comparación de los precios reales con los precios justificados por los fundamentos brinda un indicador del sentido, la magnitud y la duración de los posibles desequilibrios.

¹ En la próxima sección se presenta una revisión de la bibliografía que analiza los vínculos entre el contexto internacional y los precios de activos internos.

Los principales resultados pueden resumirse como sigue. Primero, el precio real de las viviendas fluctúa más que lo justificado por sus fundamentos, lo que implica que se observen períodos de subvaloración o de sobrevaloración de los precios de las viviendas a lo largo de la serie histórica. Segundo, los precios según sus fundamentos calibrados muestran una tendencia decreciente desde cuatro años antes de la materialización de la crisis del año 2002. La intensidad de la caída aumenta en el año inmediato anterior a la crisis lo que evidencia un importante desalineamiento con respecto a los precios reales que se mantienen relativamente estables. La sobrevaloración de los mismos con respecto al precio según sus fundamentos se hace estadísticamente significativa durante ese período. Este hecho, si bien se deriva de la observación de un solo evento de crisis, argumenta a favor de la utilización del precio de las viviendas según sus fundamentos como un indicador adelantado de fragilidad financiera. Tercero, en el período más reciente, el precio según sus fundamentos muestra una tendencia de crecimiento estable y los precios reales de las viviendas en Uruguay se encuentran oscilando en su entorno sin mostrar diferencias estadísticamente significativas. Por tanto, no se evidencian signos de desequilibrio de los precios reales de las viviendas con respecto a lo justificado por sus fundamentos. De todas maneras, es pertinente realizar las siguientes observaciones. El hecho de que los precios reales de las viviendas se encuentren alineados con los fundamentos no implica que los primeros no puedan caer en el futuro. Como se mencionó antes, los precios reales fluctúan más que los precios según los fundamentos. Adicionalmente, las condiciones imperantes en la economía internacional alientan la hipótesis de que los propios fundamentos del precio de las viviendas (en particular las variables de ingreso) pueden encontrarse sobrevaloradas. Este punto debería ser objeto de futuros estudios. Cuarto, como subproductos del ejercicio de calibración se han generado series de oferta y construcción de viviendas, así como estimación de otras variables relevantes tales como la tasa de depreciación, los costos de mantenimiento y la prima de riesgo.

El resto del artículo se estructura como sigue. En la siguiente sección se realiza una breve descripción de la bibliografía relacionada. En la sección 3 se describe brevemente el sector inmobiliario de Uruguay. En la sección 4 se presenta el modelo de fundamentos para el precio de las viviendas. En la sección 5 se calibra el modelo con datos de Uruguay. En la sección 6 se presentan los comentarios finales.

2. BIBLIOGRAFÍA RELACIONADA

Una serie de contribuciones recientes han abordado los vínculos entre los desequilibrios internacionales, los flujos de capitales, las condiciones de liquidez internacional y el precio de los activos. Hirata *et al.* (2012) mostraron que los precios de las viviendas en países desarrollados tienden a moverse conjuntamente (están sincronizados), y que esta sincronización ha aumentado a lo largo del tiempo. Entre los determinantes de las fluctuaciones globales de los precios de viviendas los autores encuentran que innovaciones sobre la tasa de interés global (o política monetaria laxa) tienen un efecto significativo sobre los precios de las viviendas. Aizenman y Jinjark (2009) también encontraron evidencia de un incremento en la sincronización de precios en los mercados mundiales de viviendas. Además, su artículo muestra que existe una fuerte y robusta relación positiva entre los déficits de cuenta corriente y la apreciación real de las viviendas. Esta relación es más fuerte si los mercados financieros son más profundos. Taguchi (2011) analizó la respuesta de precios de activos a los influjos de capitales en países del este asiático. En todos los casos se documentó una respuesta positiva de los precios de acciones ante los flujos de cartera. Además, este efecto se ve reforzado por un efecto indirecto por medio de la política monetaria en aquellos países con un régimen de tipo de cambio fijo. Vásquez-Ruiz (2012) analizó un panel de 46 países y encontró una asociación positiva fuerte entre los precios de viviendas y los flujos de cartera. El régimen cambiario también afecta la fortaleza de la relación. Kim y Yang (2011) encontraron que los flujos de capitales a países

asiáticos han contribuido a la apreciación de las acciones y la tierra. En tanto Favilukis *et al.* (2012) encontraron que los flujos de capitales sólo tienen un pequeño efecto sobre los precios de las viviendas una vez que se consideran los efectos endógenos sobre la prima de riesgo y la oferta esperada de viviendas. Por el contrario, cambios que modifican el acceso al financiamiento hipotecario tienen fuertes efectos sobre los precios.

La bibliografía citada en el párrafo precedente no analiza la dirección de causalidad entre déficit de cuenta corriente y precios de activos. Laibson y Mollerstrom (2010) encontraron evidencia que sugiere que la causalidad va desde las burbujas de los precios de activos hacia los déficits de cuenta corriente. En particular, movimientos en los precios de activos explican más del 50% del déficit de cuenta corriente de los países miembros de la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos (OCDE). Gete (2010) mostró formalmente cómo un incremento en la demanda de viviendas puede generar un déficit de cuenta corriente. Jinjarak y Sheffrin (2011) analizaron las relaciones de causalidad entre el déficit de la cuenta corriente y el precio de las viviendas. Ellos encontraron poca evidencia de que el primero cause al segundo.

Desde una perspectiva de estabilidad financiera es necesario poder identificar cuando una serie de precios de activos se encuentra desalineada con respecto a sus fundamentos o senda de equilibrio. Garriga *et al.* (2012) encontraron que el comportamiento del precio de las viviendas puede ser correctamente descrito mediante la utilización de fórmulas estándar de valuación de activos. De todas formas, la estructura del modelo de valuación requerido es altamente no lineal. Hott (2009) proveyó de un modelo no lineal para calibrar el precio de las viviendas según sus fundamentos. En ambos trabajos se concluye que los precios observados varían más que lo predicho por sus fundamentos. Borraz *et al.* (2012) estimaron un modelo dinámico de datos de panel para 32 países entre 1990 y 2011 y analizaron la relación entre precios de viviendas y variables globales. La metodología permite identificar períodos de sobrevaloración para cada país cuando se utiliza la relación

estimada como fundamento de los precios de las viviendas. Los resultados son coherentes con los encontrados por Jara y Olaberría (2012), quienes utilizaron la metodología de Olaberría (2011).

Olaberría (2011) estudió la asociación entre los flujos de capitales y la sobrevaloración de precios de activos financieros, la cual se mide como un desvío del precio corriente respecto a una tendencia de Hodrick-Prescott, y documentó una fuerte y significativa asociación entre estas variables para países emergentes. Además, el autor no encontró evidencia a favor de que políticas de control de capitales reduzcan dicha asociación. Hott y Jokipii (2012) utilizaron el modelo de fundamentos de Hott (2009) para identificar desalineamientos en los precios de viviendas, y encontraron un significativo y positivo vínculo entre tasas de interés bajas y sobrevaloración del precio de viviendas. Adicionalmente, la evidencia empírica soporta la hipótesis de que tasas bajas durante largos períodos de tiempo hacen más fuerte el efecto. Cubeddu *et al.* (2012) consideraron una muestra de países de América Latina y analizaron si los precios de las viviendas se encontraban alineados con sus fundamentos y hasta qué punto el crecimiento del crédito hipotecario era excesivo con respecto a las tendencias de largo plazo. Los autores concluyeron que no se observaban desalineamientos importantes de los precios de la vivienda con respecto a sus fundamentos (aproximados mediante una tendencia de Hodrick-Prescott), pero que los mismos se podrían materializar de persistir las tendencias actuales.

Las metodologías utilizadas en la bibliografía para la elaboración de índices de precios son variadas. También lo son las metodologías para estimar la parte de los precios observados que puede ser explicada por la evolución de los fundamentos e identificar potenciales desalineamientos. El objetivo buscado, la relativa complejidad de las metodologías y la disponibilidad de datos condicionan la elección de una sobre otras. Ponce y Tubio (2013) sistematizaron las metodologías para la elaboración de índices de precios de viviendas y evaluaron la aplicabilidad de las mismas al caso de Uruguay. Por un lado,

metodologías de baja complejidad, como es la de *ventas repetidas*, no parecen ser aplicables debido a la baja rotación de las viviendas en el mercado uruguayo. Por el otro lado, metodologías de alta complejidad, como los *modelos hedónicos*, tampoco serían aplicables, al menos para obtener una serie relativamente larga, debido a la insuficiencia de información desagregada.² De esta manera, la disponibilidad de información determina la utilización en este artículo de un índice de precios de ajuste mixto (ver sección 4.2.1). Por su parte, la metodología propuesta para identificar períodos de sobrevaloración de los precios de las viviendas se basa en fundamentos microeconómicos (ver sección 4). De esta manera, se contribuye con una estimación complementaria a aquellas realizadas mediante la utilización de filtros de Hodrick-Prescott (por ejemplo, Jara y Olaberría, 2012) o modelos de panel dinámico (ver Borraz *et al.*, 2012, quienes incluyen el caso de Uruguay).

3. EL SECTOR INMOBILIARIO RESIDENCIAL EN URUGUAY

La economía uruguaya exhibió un importante dinamismo en los últimos años. En particular, la tasa de crecimiento del producto interno bruto (PIB) de Uruguay se situó en casi un 6% promedio anual durante el último decenio. En este contexto de fuerte crecimiento económico y condiciones laxas de financiamiento internacional, la actividad del sector inmobiliario registró una significativa expansión. En efecto, la mejora de los ingresos y las mayores posibilidades de financiamiento que caracterizan los ciclos positivos de la economía, provocan que la actividad del sector inmobiliario también se vea favorecida. En particular, la actividad de la construcción

² Recientemente, Landaberry y Tubio (2015) elaboraron un índice de precios hedónicos para las viviendas en Uruguay, para el período de 2009 a 2013, mediante la compilación de una nueva base de datos que consolida información de varias fuentes.

mostró un fuerte dinamismo desde 2003, duplicando los niveles de actividad con relación a los prevalecientes en la recesión de 2002-2003. En los últimos años, el sector mostró un notable dinamismo debido fundamentalmente al impulso de la construcción de viviendas en Punta del Este y en la zona costera de Montevideo. En Montevideo, de acuerdo con datos del Instituto Nacional de Estadísticas, la superficie construida creció de alrededor de 60,000 m² en 2002 a 240,000 m² en 2012. Durante varios años, la actividad del sector estuvo concentrada en la realización de torres y edificios en la zona costera, pero en los últimos años este segmento mostró signos de cierta saturación.

Este crecimiento en la construcción y oferta de viviendas fue acompañado de un importante crecimiento en la inversión. Se estima que en 2011 y 2012 la inversión en construcción de viviendas residenciales se situó en torno de 1.600 millones de dólares estadounidenses (USD) por año. Esto representó un importante incremento con relación a los guarismos de 2008 y 2009, cuando la inversión en viviendas se situaba en algo menos de 900 millones de USD. Por su parte, la inversión en construcción ha captado más de la cuarta parte de la inversión extranjera que recibe el país. Como se comentó, el segmento suntuario de Montevideo y de Punta del Este ha sido el principal centro de estas inversiones, especialmente de inversionistas argentinos.

Por el lado de la demanda, las cifras de la Encuesta Continua de Hogares del Instituto Nacional de Estadísticas indican que alrededor del 60% de los hogares uruguayos cuentan con vivienda principal propia. Asimismo, si se realiza dicho análisis considerando el nivel de ingreso de los hogares, se aprecia que la diferencia del porcentaje de hogares con vivienda propia entre el quintil más bajo y el más alto es del 20%, con lo cual en promedio el 50% de los hogares de menores ingresos son propietarios de la vivienda que ocupan. Del total de los hogares con vivienda algo más del 80% ya la ha pagado. De esta manera, la vivienda constituye el principal activo del hogar promedio de Uruguay.

En lo referido al financiamiento para la compra de viviendas, Uruguay se caracteriza por una baja penetración del crédito hipotecario. Si bien en términos nominales el crédito hipotecario en Uruguay ha registrado un importante crecimiento en los últimos años y constituye el principal pasivo del hogar promedio, en términos del producto interno bruto ha permanecido relativamente estable en torno al 4%, lo cual es un número bastante bajo comparado con valores internacionales.

En Uruguay rige la libre contratación de alquileres, lo que significa que las partes acuerdan libremente el plazo, la moneda y el sistema de reajuste de las cuentas. Esta flexibilidad en la fijación ha permitido que los precios del mercado respondan a los fundamentos del mismo, los cuales funcionan como señales adecuadas para la toma de decisiones por parte de los agentes del sector. En el marco del importante crecimiento económico de los últimos años, el mercado de alquileres ha mostrado un notable dinamismo, sobre todo en Montevideo, donde se registra un aumento persistente en el número de contratos celebrados.

4. EL MODELO

En esta sección se describe el modelo de fundamentos internos para el precio de las viviendas. El mismo está inspirado en Hott (2009) y explota el hecho de que una vivienda puede ser considerada como un activo de inversión o como un bien que brinda servicios. De esta manera, el precio de una vivienda puede ser considerado de dos maneras complementarias: como el resultado del equilibrio en un mercado de activos o del mercado por los servicios de vivienda.

El modelo de precios según sus fundamentos que aquí se introduce combina ambas interpretaciones. En primera instancia se considera la visión de la vivienda como activo: el precio de la vivienda es entonces definido como el valor presente de las rentas futuras. En segunda instancia, las rentas futuras son imputadas sobre el equilibrio del mercado por viviendas. Esto es, se considera a la vivienda como un bien de consumo.

Finalmente, los precios de la vivienda con base en sus fundamento son calculados al sustituir las rentas futuras imputadas en la ecuación del valor presente de las rentas futuras.

4.1 Activo: valor actual de rentas imputadas futuras

Al considerar la vivienda como un activo su precio está definido como el valor actualizado de sus rentas futuras. La condición de arbitraje implica que en equilibrio cualquier individuo debe ser indiferente entre comprar o alquilar una vivienda. La calibración del modelo explotará esta condición. El costo por período de alquilar una vivienda es el *alquiler*, M_t . En tanto, el costo por período al comprar una vivienda es la renta imputada, H_t .

Para calcular la renta imputada se consideran los siguientes elementos:

- 1) Costo financiero (costo de oportunidad): los costos de financiamiento para la compra de la vivienda (o los costos de oportunidad debido a la no disponibilidad del dinero propio) están representados por $m_t P_t$, donde m_t es la tasa de interés en el período t y P_t es el precio de la vivienda en el mismo período.³
- 2) Costo de mantenimiento y prima de riesgo: los costos de mantenimiento y la prima de riesgo están modelados como una proporción fija del precio de la vivienda, ρP_t .
- 3) Ganancia o pérdida neta esperada de capital: la ganancia o pérdida esperada de capital está dada por la variación del precio de la vivienda de un período al siguiente. Esta variación esperada en el capital es modelada en términos netos de la depreciación, δ , de la vivienda en que se incurre por el paso del tiempo: $(1 - \delta)E_t(P_{t+1}) - P_t$.

³ El supuesto implícito en esta representación de los costos financieros es que todo el valor de la vivienda, tanto la proporción que es financiada con empréstitos como la que es financiada con fondos propios, es descontado a la misma tasa de interés m_t .

La renta imputada (H_t) se obtiene al sumar estos elementos. Así:

$$1 \quad H_t = (m_t + \rho + 1)P_t - (1 - \delta)E_t(P_t + 1).$$

Al definir el factor de descuento $R_t = 1 + \rho + m_t$, se despeja P_t de la ecuación 1, y tras iterar se obtiene la siguiente expresión para el precio de las viviendas:⁴

$$2 \quad P_t = E_t \left[\sum_{i=0}^{\infty} \frac{(1 - \delta)^i H_{t+i}}{\prod_{j=0}^i R_{t+j}} \right].$$

4.2 Bien: renta imputada

La ecuación 2 implica que el precio de una vivienda es igual al valor esperado actual de las rentas imputadas futuras. Para calcular estas rentas se utiliza la condición de equilibrio en el mercado de viviendas. En particular, la secuencia de rentas imputadas, H_t , debe definir una demanda por viviendas que sea igual a la oferta de las mismas.

La oferta de viviendas en un período determinado, S_t , está dada por la oferta en el período anterior neta de depreciación y por la construcción de nuevas unidades, B_{t-j} :

$$3 \quad S_t = (1 - \delta)S_{t-1} + B_{t-1} = (1 - \delta)^t S_0 + \sum_{j=1}^t (1 - \delta)^{j-1} B_{t-j},$$

donde S_0 es la oferta inicial de viviendas.

Para determinar la demanda por viviendas, D_t , se asume que hay un número finito de individuos idénticos en la economía. Cada individuo tiene preferencias del tipo Cobb-Douglas por consumo de viviendas y otros bienes de tal forma que la proporción del ingreso agregado, Y_t , que es destinada al consumo

⁴ Esta es una solución particular (sin burbujas racionales) de la ecuación en diferencias finitas donde la convergencia está asegurada al asumir que $\delta > 0$.

de viviendas está representado por el parámetro α . De esta forma, la demanda de viviendas viene dada por:

$$4 \quad D_t = \alpha \frac{Y_t}{H_t}.$$

La oferta y la demanda de viviendas se igualan y despejando se obtiene la siguiente expresión para la renta imputada:

$$5 \quad H_t = \alpha \frac{Y_t}{(1-\delta)^t S_0 + \sum_{j=1}^t (1-\delta)^{j-1} B_{t-j}}.$$

4.3 Precio de fundamentos de la vivienda

Al reemplazar el valor de la renta imputada de la ecuación 5 en la ecuación de precios (ecuación 2), y utilizando la oferta de viviendas de la ecuación 3, se obtiene la ecuación de precios para las viviendas según sus fundamentos:

$$6 \quad P_t^* = E_t \left[\sum_{i=0}^{\infty} \frac{(1-\delta)^i \alpha Y_{t+i}}{S_{t+i} \prod_{j=0}^i R_{t+j}} \right].$$

5. CALIBRACIÓN

La calibración de los parámetros del modelo se realiza en dos etapas. En la primera etapa se explota la condición de arbitraje según la cual cualquier individuo debe ser indiferente entre alquilar y comprar una vivienda. En esta etapa, los parámetros son elegidos de forma que se minimicen las diferencias al cuadrado del valor del alquiler, M_t , con el valor de las rentas imputadas, H_t . En la segunda etapa los parámetros son calibrados de forma que se minimicen las diferencias al cuadrado de los precios de viviendas con los precios según los fundamentos. Este proceso de calibración permite explotar la estructura no lineal del modelo de precios según sus fundamentos, la que según Garriga *et al.* (2012) es necesaria para describir correctamente el precio de las viviendas.

5.1 Primera etapa: alquiler y renta imputada

En la primera etapa se calibran los parámetros de la ecuación 5: el parámetro de preferencia por viviendas, α ; la tasa de depreciación, δ ; y la oferta inicial de viviendas, S_0 . En forma adicional es necesario calibrar un cuarto parámetro, la construcción inicial de nuevas unidades B_0 , debido a las condiciones de consistencia exigidas a las series generadas para la oferta de viviendas, S_t , y la construcción de nuevas unidades B_t . En particular, se impone a la serie de construcción de nuevas unidades que siga la evolución (variación) del índice de formación bruta de capital físico en edificios residenciales: $B_t = B_0 \frac{I_t}{I_0}$, donde I_k es el índice de formación bruta de capital físico en edificios residenciales del período k . En tanto, a la serie de oferta de viviendas se le exige que replique el número de viviendas informada por los relevamientos censales de 1996, 2004 y 2010 con un margen de error del cinco por ciento.

La calibración de los parámetros resuelve el siguiente problema de optimización:⁵

$$7 \quad \min_{\alpha_1, \delta, S_0, B_0} = \sum_{t=0}^T \left[\alpha_1 \frac{Y_t}{(1-\delta)^t S_0 + \sum_{j=1}^t (1-\delta)^{j-1} B_{t-j}} - M_t \right]^2,$$

donde α_1 es el parámetro de preferencia por viviendas, α , corregido por la diferencia de escalas de las variables utilizadas. La calibración se realiza tomando en cuenta las siguientes restricciones

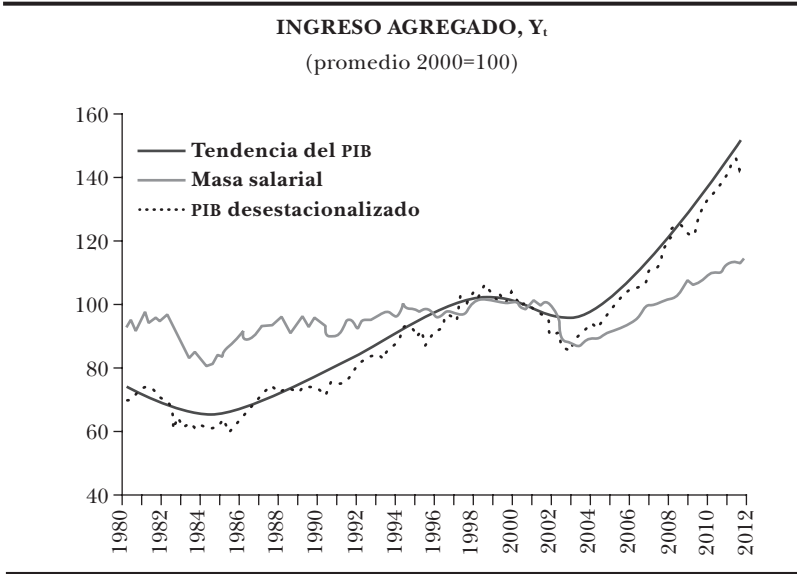
⁵ Implícito en este modelo está el supuesto de que no hay fricciones en los mercados financieros, de forma que la condición de arbitraje siempre se debería cumplir con igualdad. Esto es particularmente importante para el caso de Uruguay dada la escasa profundidad del mercado hipotecario y la existencia de planes especiales de fomento a la vivienda a lo largo de los últimos decenios. En muchos de estos planes, los mecanismos de fomento fueron otros diferentes de la tasa de interés (m_t); razón por la cual no nos es posible incorporar a la calibración realizada en este trabajo los efectos del crédito hipotecario contenidos en los mismos.

sobre los valores de los parámetros: $\alpha_1 > 0$, $0 < \delta \leq 0.025$, $S_0 \geq 988,525$ y $B_0 \geq 0$. Dado que α es el parámetro de preferencias por viviendas, entonces α_1 tiene que ser positivo. La restricción para el parámetro de depreciación, δ , se introduce para garantizar que la vida útil mínima de la vivienda sea de diez años y la máxima potencialmente ilimitada (recordar que se utilizarán datos trimestrales para la calibración). La restricción para el valor inicial de viviendas, S_0 , está dada por la oferta total de viviendas informada por el censo de 1985 (recordar que la calibración se realiza con una serie de datos que comienza en el primer trimestre de 1988). En tanto, la construcción de nuevas unidades, B_0 , debe necesariamente ser no negativa.

5.1.1 Datos

Los datos que se utilizan para realizar las calibraciones son de Uruguay y de frecuencia trimestral. El período de análisis comprende desde el primer trimestre de 1988 al segundo trimestre de 2011.

Gráfica 1



Se utilizan tres variantes para el ingreso agregado Y_t : 1) el índice de volumen físico del producto interno bruto en términos desestacionalizados, 2) la tendencia de Hodrick-Prescott del índice de volumen físico del producto interno bruto, y 3) la masa salarial calculada como el salario real promedio multiplicado por el número de trabajadores. La gráfica 1 muestra estas variables. Por su parte, los alquileres corresponden a la serie de precios reales de alquileres del Instituto Nacional de Estadísticas. En el anexo se brinda una descripción de las series utilizadas.

5.1.2 Resultados

El cuadro 1 muestra los resultados de la calibración.⁶ Como puede observarse los resultados no difieren sustancialmente cuando se utilizan diferentes variantes para el ingreso agregado Y_t . En particular, el parámetro de depreciación δ del 0.66% trimestral implica que, en promedio, una vivienda se deprecia completamente en 40 años. En tanto, los resultados obtenidos al utilizar el producto interno bruto como ingreso agregado implican una estimación de la oferta inicial de viviendas (para el primer trimestre de 1988), S_0 , apenas por encima del valor censal del año 1985. La calibración de la oferta inicial de viviendas obtenida al utilizar la masa salarial como variable de ingreso agregado es coherente con los datos censales del año 1985, así como con la tasa de depreciación y la construcción inicial de nuevas unidades que fueran calibradas. La gráfica 2 muestra la oferta de viviendas que surge como resultado del ejercicio de calibración y lo compara con los datos censales. La gráfica 3 muestra la serie de construcción de nuevas viviendas que surge como resultado de la calibración y lo compara con el índice de formación bruta de capital físico en edificios residenciales.

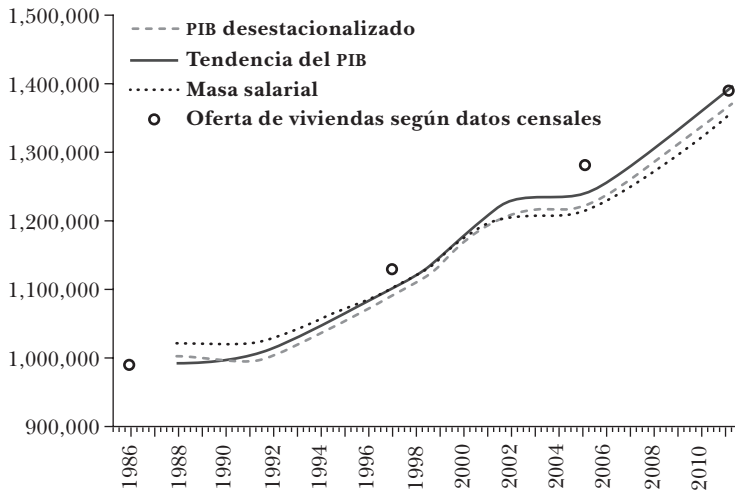
⁶ La calibración del parámetro α se omite dado que para hacer posible su identificación se deberían realizar supuestos sobre el factor de escala contenido en el parámetro calibrado.

Cuadro 1

PARÁMETROS CALIBRADOS			
Y_t	δ	S_0	B_0
PIB desestacionalizado	0.0066	990,438	7,112
Tendencia del PIB	0.0063	988,747	7,127
Masa salarial	0.0066	1,017,982	6,893

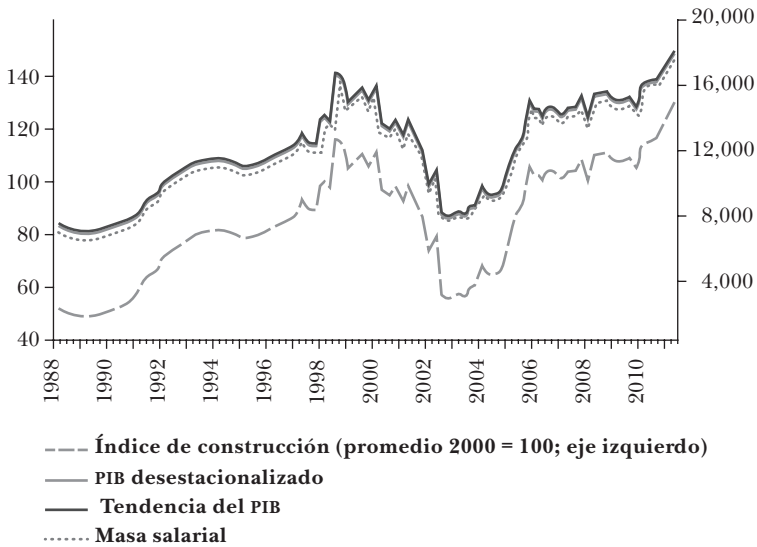
Gráfica 2

OFERTA DE VIVIENDAS CALIBRADA, S_t , Y DATOS CENSALES



Gráfica 3

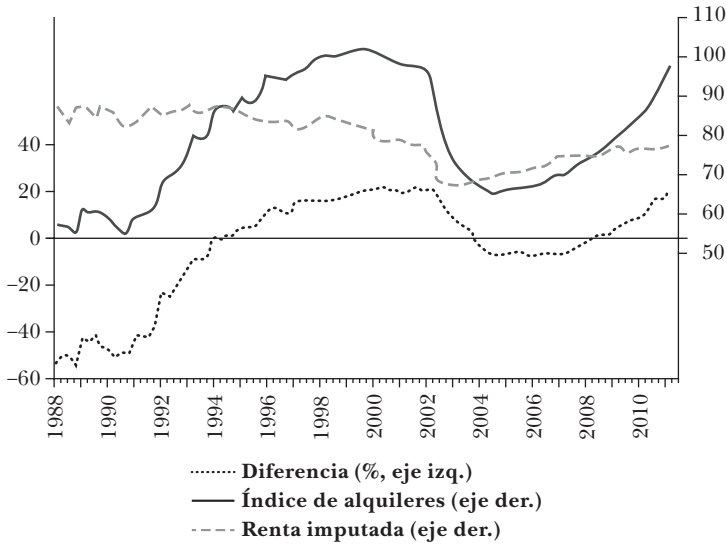
CONSTRUCCIÓN DE NUEVAS VIVIENDAS CALIBRADA (B_t)
E ÍNDICE DE FORMACIÓN BRUTA DE CAPITAL FÍSICO
EN EDIFICIOS RESIDENCIALES (I_t)



La gráfica 4 muestra la serie histórica de alquileres en términos reales y la compara con las rentas imputadas cuando se utiliza la masa salarial como variable de ingreso agregado. En el anexo se presentan los resultados de la utilización del PIB como variable de ingreso agregado. En todos los casos los alquileres reales fueron superiores a sus valores según los fundamentos durante el decenio de 1990. La situación se revierte con el advenimiento de la crisis del año 2002. Hacia el final de la serie los alquileres reales tienen un desalineamiento nulo (cuando se utiliza el producto interno bruto como variable de ingreso agregado), o de aproximadamente el 10% por sobre el valor según los fundamentos (cuando se utiliza la masa salarial como variable de ingreso agregado).

Gráfica 4

RENTAS IMPUTADAS ($Y_t =$ MASA SALARIAL),
ÍNDICE DE ALQUILERES Y DIFERENCIA



5.2 Segunda etapa: precio real y de acuerdo con los fundamentos

Una vez imputadas las rentas a la vivienda es posible calibrar los restantes parámetros, en particular la prima de riesgo ρ , mediante la ecuación 6 (o de forma equivalente, con la ecuación 2 una vez reemplazado H_t por los valores calibrados en la primera etapa), y obtener una serie de precios según los fundamentos para la vivienda. La ecuación 6 puede ser escrita como:

8
$$P_t^* = \sum_{t=0}^T \frac{H_t + \delta P_{t+1}^*}{1 + \rho + m_1} .$$

Para utilizar la ecuación 8 es necesario calibrar el valor futuro del precio según sus fundamentos (P_{T+1}^*) para lo cual se debe realizar supuestos sobre la evolución futura de los

fundamentos. De la ecuación 6 surge que el precio de la vivienda según sus fundamentos está determinado por el cociente de ingreso agregado a oferta de viviendas, además del factor de descuento. Por simplicidad se realizan los siguientes supuestos:

i) el cociente de ingreso agregado a oferta de viviendas evoluciona siguiendo una tendencia, $\frac{Y_{t+1}}{S_{t+1}} = (1+w)\frac{Y_t}{S_t}$; y ii) la tasa de interés a partir del período $T+1$ permanece constante en su valor promedio, \bar{m} . De esta manera, el valor futuro del precio de fundamentos, P_{T+1}^* , puede ser escrito como:

$$9 \quad P_{T+1}^* = \alpha \frac{(1+w)Y_T}{(\rho + \bar{m}\delta - w + \delta w)S_T},$$

lo cual introduce dos parámetros extra, w y \bar{m} , que se deben calibrar.

La calibración en esta segunda etapa se realiza mediante la resolución del siguiente problema de optimización:

$$10 \quad \min_{\alpha_2, \delta, w, \bar{m}} \sum_{t=0}^T \left[\frac{\alpha_2 H_t + \delta P_{t+1}^*}{1 + \rho + m_t} - P_t \right]^2,$$

donde α_2 es un parámetro de escala. La calibración se realiza tomando en cuenta las siguientes restricciones sobre los valores de los parámetros: $\alpha_2 > 0$, $0 < \rho \leq 0.03$ y $0 < \bar{m} \leq 0.025$. La restricción para el parámetro de costos de mantenimiento y prima de riesgo, ρ , es la misma que la utilizada en Hott (2009). En tanto, la restricción a la tasa de interés real promedio implica un máximo en términos anualizados de aproximadamente un 10 por ciento.

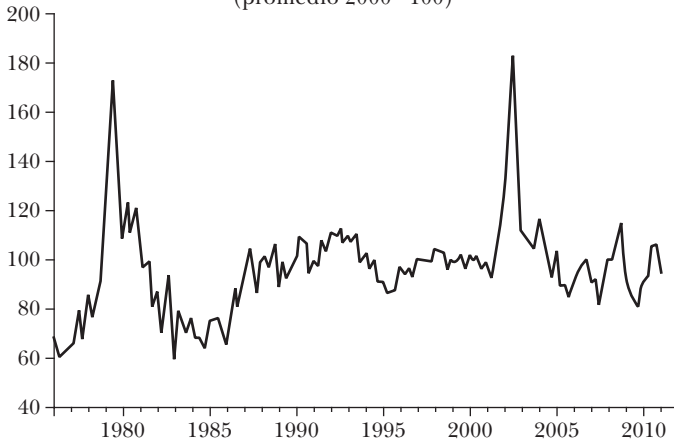
5.2.1 Datos

Los datos utilizados para realizar las calibraciones son de frecuencia trimestral. El período de análisis va del primer trimestre de 1988 al segundo trimestre de 2011.

Gráfica 5

ÍNDICE DE PRECIOS REALES DE VIVIENDAS

(promedio 2000 =100)



Además de las rentas imputadas que se calibraron en la etapa anterior, se utiliza un índice de precios reales de viviendas (ver gráfica 5). El mismo surge de un encadenamiento de la serie de precios de viviendas del Instituto Nacional de Estadísticas con los datos previos a 1999 calculados por Carlomagno y Fernández (2007) (siguiendo la metodología propuesta por Grau *et al.*, 1987)⁷. Por último, la serie de tasa real de interés fue generada a partir de la serie de tasa activa del sistema bancario para el sector no financiero mediante la sustracción del componente inflacionario.

⁷ Es importante destacar que las series encadenadas poseen diferentes coberturas. La serie cuya fuente es el Instituto Nacional de Estadísticas está compilada con base en transacciones efectivamente materializadas. Las otras series tienen su fuente en avisos de prensa sobre los precios demandados por los oferentes de viviendas para la venta. Ninguna de las series está ajustada por calidad o características de las viviendas.

5.2.2 Resultados

El cuadro 2 muestra los resultados de la calibración. Como se puede apreciar, la consideración de diferentes indicadores de ingreso agregado no afecta sustancialmente los resultados de la calibración. En tanto, sólo la restricción a la prima de riesgo es operativa cuando se considera el producto interno bruto como variable de ingreso agregado.

Cuadro 2

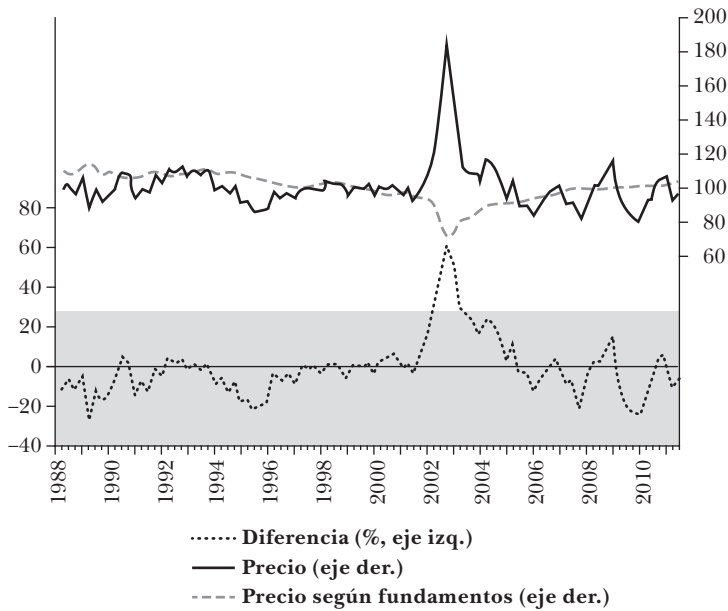
PARÁMETROS CALIBRADOS		
Y_t	ρ	\bar{m}
PIB desestacionalizado	0.030	0.020
Tendencia del PIB	0.030	0.021
Masa salarial	0.029	0.018

La gráfica 6 muestra la serie histórica del precio de las viviendas en términos reales y la compara con los precios imputados cuando se utiliza la masa salarial como variable de ingreso agregado. En el anexo se presentan los resultados de la utilización del PIB como variable de ingreso agregado. Como puede observarse, el precio real de las viviendas fluctúa más que lo justificado por sus fundamentos internos.⁸ Esto implica que de tanto en tanto se observen períodos más o menos prolongados de importante subvaloración o de sobrevaloración. Estos últimos podrían indicar la existencia de burbujas en el precio de la vivienda. En efecto, en los trimestres previos a

⁸ Ver Hott (2009) por un análisis de las razones por las cuales los precios reales de las viviendas fluctúan más que los precios según sus fundamentos.

Gráfica 6

PRECIO SEGÚN LOS FUNDAMENTOS
($Y_t = \text{MASA SALARIAL}$), **PRECIO REAL Y DIFERENCIA**
(en gris: intervalo de confianza al 95%)

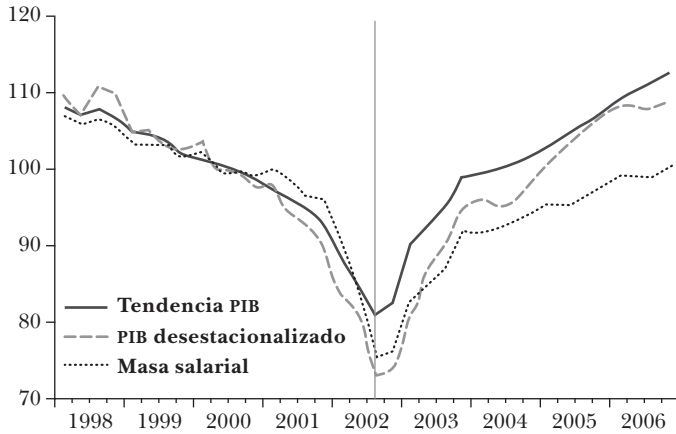


la crisis del año 2002 la diferencia entre el precio real de las viviendas y el de fundamentos resultó estadísticamente significativa.⁹ Por el contrario, en el período más reciente, los precios reales de las viviendas se encontrarían oscilando en torno al precio según sus fundamentos, o levemente subvalorados con respecto al tal precio emanado del modelo.

⁹ El intervalo de confianza al 95% fue calculado bajo el supuesto de que la diferencia entre los precios reales y los de fundamentos sigue una distribución de probabilidades normal. Los datos no permiten rechazar esta hipótesis para las series calculadas utilizando el producto interno bruto como variable de ingreso agregado.

Gráfica 7

ÍNDICE DE PRECIOS SEGÚN SUS FUNDAMENTOS
EN EL ENTORNO DE LA CRISIS DE 2002
(promedio 2000=100)



En todos los casos se evidencia un desalineamiento estadísticamente significativo de los precios reales con respecto a los precios según sus fundamentos en el entorno de la crisis del año 2002. Los precios según sus fundamentos que surgen del modelo muestran una tendencia decreciente desde aproximadamente cuatro años antes de la materialización de la crisis determinada por la caída en las variables de ingreso agregado.¹⁰ El ritmo de caída del precio según sus fundamentos se hace más intenso en el año inmediato anterior a la crisis debido a la profundización de la recesión económica en que se encontraba la economía uruguaya (ver gráfica 7). Por su parte, los precios reales se muestran rígidos a la baja. Características estructurales de la economía uruguaya y de su mercado inmobiliario podrían explicar esta rigidez a la baja. Por ejemplo, las viviendas se ofrecen y comercializan en dólares estadounidenses lo cual, en el marco del régimen de tipo de cambio fijo vigente

¹⁰ A modo de ejemplo, el producto interno bruto cayó alrededor de 10% entre 1998 y 2001.

en la época, podría haber determinado que los ajustes se realizaran más por cantidades que por precios.

Si bien estos resultados se derivan de la observación de sólo un evento de crisis, los mismos argumentan a favor de la utilización del precio según sus fundamentos como indicador adelantado de fragilidad financiera. Además, medidas que faciliten la flexibilización a la baja de los precios y la desdolarización de las transacciones inmobiliarias tendrían un carácter macroprudencial al facilitar correcciones más suaves de los desalineamientos.

6. COMENTARIOS FINALES

La comparación de los precios reales de las viviendas con los precios que pueden ser explicados por los fundamentos económicos es importante desde el punto de vista de la estabilidad del sistema financiero. Períodos prolongados de precios de viviendas más elevados que lo justificado por sus fundamentos pueden derivar en excesivo endeudamiento, en la toma excesiva de riesgos y en la sobrevaloración de las garantías, todo lo cual hace más probable la ocurrencia de abruptas y costosas correcciones.

En el caso de Uruguay, no se encontraron diferencias estadísticamente significativas entre el precio real de las viviendas y el calibrado por el modelo de fundamentos para el periodo reciente. También es importante notar que los precios según sus fundamentos calibrados en este artículo muestran, en el período reciente, una tendencia estable de crecimiento. En tanto, los mismos precios estimados mostraban una tendencia decreciente desde cuatro años antes de la materialización de la crisis de 2002, tendencia que se intensificó en el año previo a la misma donde la diferencia con el precio real se mostró estadísticamente significativa.

En términos generales, en este trabajo se encontró evidencia de sobrevaloración de los precios de las viviendas en Uruguay con relación a lo justificado por sus fundamentos justo antes de la crisis de 2002. En tanto, no se encuentra evidencia significativa en el periodo más reciente. De todas maneras, lo

anterior no implica que los precios de las viviendas no puedan caer en el futuro, o incluso que los fundamentos de los mismos se encuentren sobrevalorados debido a las particulares condiciones imperantes en los mercados internacionales. Estos temas, así como un análisis más detallado de la exposición de los intermediarios financieros a variaciones en los precios de las viviendas deberían ser objeto de futuros estudios.

ANEXOS

Descripción de variables

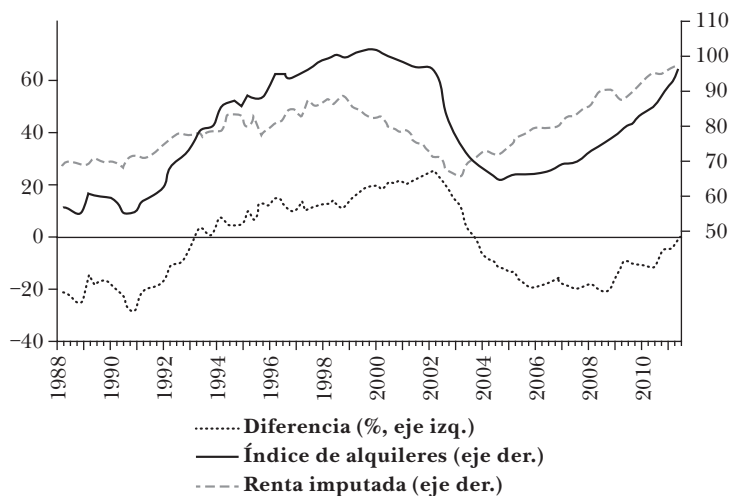
- P_t Índice de precios real de viviendas: precio real de viviendas compilado por Carlomagno y Fernández (2007) (actualizado hasta el segundo trimestre de 2011 por el autor). Hasta 1998, la variable corresponde al precio por metro cuadrado solicitado mediante anuncios de venta de inmuebles publicados en periódicos de alcance nacional. El mismo es compilado siguiendo la metodología propuesta por Grau *et al.* (1987). A partir de 1999, la variable corresponde al precio de compraventas efectivamente registradas. El mismo es compilado por el Instituto Nacional de Estadísticas.
- M_t Índice real de alquileres: componente de alquileres del índice de precios al consumo compilado por el Instituto Nacional de Estadísticas con base en encuestas a agentes inmobiliarios y el servicio de alquileres de la Contaduría General de la Nación.
- Y_t Ingreso agregado: se utilizan tres variantes de ingreso agregado: 1) el índice de volumen físico del producto interno bruto en términos desestacionalizados cuya fuente es el Banco Central del Uruguay; 2) la tendencia mediante el filtro de Hodrick-Prescott del índice de volumen físico del producto interno bruto

cuya fuente es el Banco Central del Uruguay; *iii*) la masa salarial calculada como el salario real promedio multiplicado por el número de trabajadores, para ambas series la fuente es el Instituto Nacional de Estadísticas.

- m_t Tasa real de interés: es la tasa calculada mediante el descuento del componente inflacionario (índice de precios al consumo compilado por el Instituto Nacional de Estadísticas) a una serie de tasa activa promedio del sistema bancario que fue calculada como el cociente entre los ingresos por intereses y el total de créditos del sistema al sector no financiero (fuente Banco Central del Uruguay).
- I_t Índice de formación bruta de capital físico en edificios residenciales compilado por el Banco Central del Uruguay.

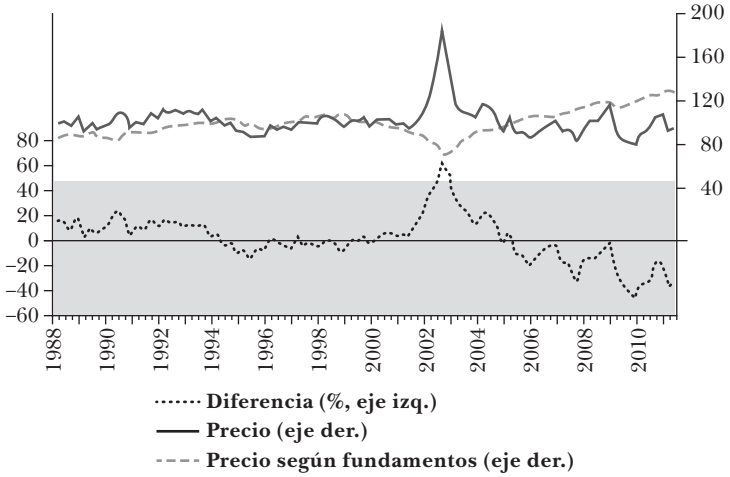
Gráfica 8

RENTAS IMPUTADAS ($Y_t = \text{PIB DESESTACIONALIZADO}$),
ÍNDICE DE ALQUILERES Y DIFERENCIA



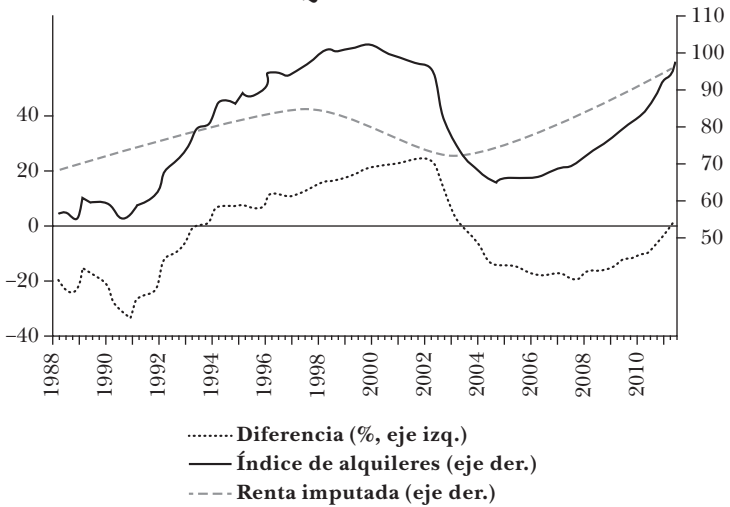
Gráfica 9

PRECIO SEGÚN SUS FUNDAMENTOS
($Y_t = \text{PIB DESESTACIONALIZADO}$), **PRECIO REAL Y DIFERENCIA**
(en gris: intervalo de confianza al 95 %)



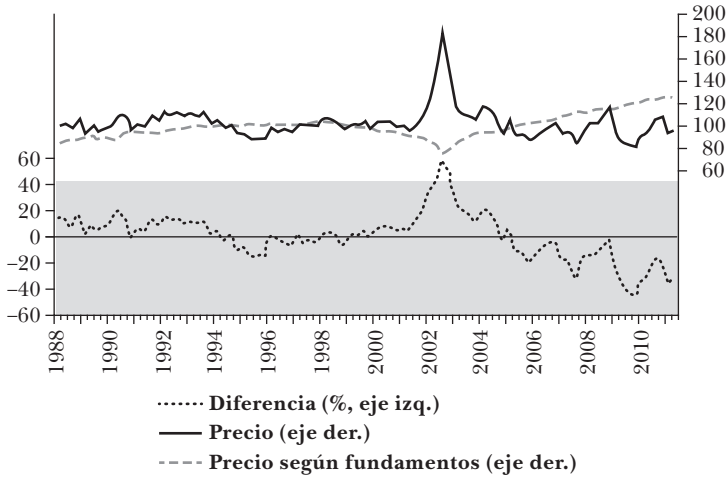
Gráfica 10

RENTAS IMPUTADAS ($Y_t = \text{TENDENCIA DEL PIB}$),
ÍNDICE DE ALQUILERES Y DIFERENCIA



Gráfica 11

PRECIO DE FUNDAMENTOS
(Y_t = TENDENCIA DEL PIB), PRECIO REAL Y DIFERENCIA
(en gris: intervalo de confianza al 95%)



Bibliografía

- Aizenman, Joshua, y Yothin Jinjarak, (2009), “Current Account Patterns and National Real Estate Markets”, *Journal of Urban Economics*, vol. 66, núm. 2, pp. 75-89.
- Borraz, Fernando, Gerardo Licandro y Jorge Ponce (2012), *Precios de viviendas: una metodología para evaluar desvíos respecto a sus fundamentos*, Banco Central del Uruguay, Documento de Trabajo, núm. 016-2012.
- Carlomagno, Guillermo, y Adrián Fernández (2007), *El precio de los inmuebles: estudio agregado y comparado para algunos barrios de Montevideo*, CINVE, Documentos de Trabajo, núm. 05/07.
- Cubeddu, Luis, Camilo E. Tovar y Evidiki Tsounta (2012), *Latin America: Vulnerabilities under Construction?*, IMF Working Paper, núm. 12/193.
- Favilukis, Jack, David Kohn, Sydney C. Ludvigson, y Stijn Van Nieuwerburgh (2012), *International Capital Flows and House Prices: Theory and Evidence*, NBER Working Paper, núm. 17751.

- Garriga, Carlos, Rodolfo Manuelli y Adrián Peralta-Alva (2012), *A Model of Price Swings in the Housing Market*, Federal Reserve Bank of St. Louis, Working Paper Series, núm. 2012-022A.
- Gete-Sánchez, Pedro (2010), *Housing Markets and Current Account Dynamics*, MPRA Paper, núm. 20957.
- Grau, Carlos, Nelson Noya, y Martín Rama (1987), “El precio de la vivienda”, *Revista Suma*, CINVE, vol. 2, núm. 3.
- Hirata, Hideaki, M. Ayhan Kose, Christopher Otrok, y Marco E. Terrones (2012), *Global House Price Fluctuations: Synchronization and Determinants*, NBER Working Paper, núm. 18362.
- Hott, Christian (2009), *Explaining House Price Fluctuations*, Swiss National Bank Working Papers, núm. 2009-5.
- Hott, Christian, y Terhi Jokipii (2012), *Housing Bubbles and Interest Rates*, Swiss National Bank Working Papers, núm. 2012-7.
- Jara, Alejandro, y Eduardo A. Olaberría (2013), *Are All Capital Inflows Associated with Booms in House Prices? An Empirical Evaluation*, Banco Central de Chile, Documentos de Trabajo, núm. 696.
- Jinjarak, Yothin, y Steven Sheffrin (2011), “Causality, Real Estate Prices, and the Current Account”, *Journal of Macroeconomics*, vol. 33, núm. 2, junio, pp. 233-246.
- Kim, Soyoung, y Doo Yong Yang (2011), “The Impact of Capital Inflows on Asset Prices in Emerging Asian Economies: Is Too Much Money Chasing Too Little Good?”, *Open Economies Review*, vol. 22, núm. 2, abril, pp. 293-315.
- Laibson, David, y Johanna Mollerstrom (2010), “Capital Flows, Consumption Booms and Asset Bubbles: A Behavioural Alternative to the Savings Glut Hypothesis”, *The Economic Journal*, vol. 120, núm. 544, mayo, pp. 354-374.
- Landaberry, María Victoria, y Magdalena Tubio (2015), *Estimación de índice de precios de inmuebles en Uruguay*, Banco Central del Uruguay, Documento de Trabajo, núm. 011.
- Olaberría, Eduardo A. (2012), *Capital Inflows and Booms in Asset Prices: Evidence from a Panel of Countries*, Banco Central de Chile, Documentos de Trabajo, núm. 675.
- Ponce, Jorge, y Magdalena Tubio, (2013), *Precios de inmuebles: aproximaciones metodológicas y aplicación empírica*, Banco Central del Uruguay, Documento de Trabajo, núm. 005-2013.
- Taguchi, Hiroyuki (2011), *Capital Inflows and Asset Prices: The Recent Evidence of Selected East Asian Economies*, PRI Discussion Paper Series, núm. 11A-05.
- Vásquez-Ruiz, Harold (2012), *The Link Between Foreign Capital Flows and Housing Prices: A Panel Data Estimation*, Banco Central de República Dominicana, Documento de Trabajo, núm. 2012-03.

*Luis Eduardo Arango
Ximena Chavarro
Eliana González*

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

Resumen

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

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

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

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

Clasificación JEL: E43, E58.

Abstract

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

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

JEL classification: E43, E58.

1. INTRODUCCIÓN

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

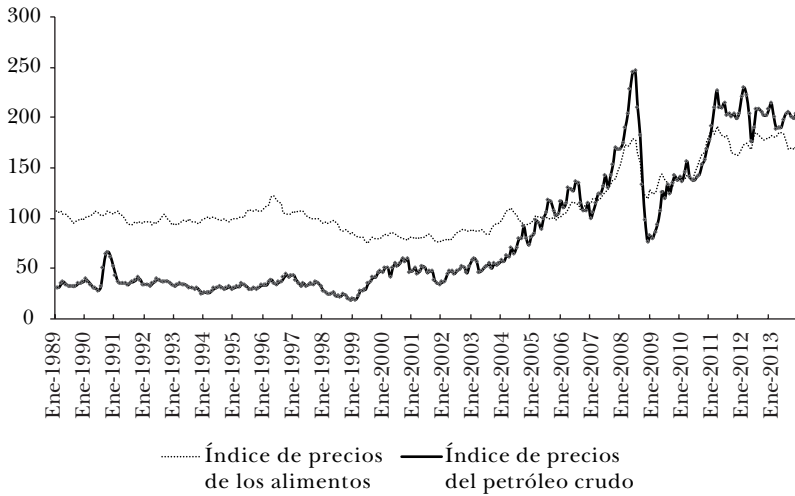
La gráfica 1 muestra los índices de precios de los alimentos y del petróleo crudo.⁵ Después de un periodo de relativa estabilidad, durante el decenio pasado el índice de precios mundiales de los alimentos creció más de un 110% entre enero de 2000 y diciembre de 2013 y más de un 339% en el caso del petróleo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

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

Gráfica 1

ÍNDICES DE PRECIOS DE LOS ALIMENTOS Y DEL PETRÓLEO CRUDO

(base: 2005=100)



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

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

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

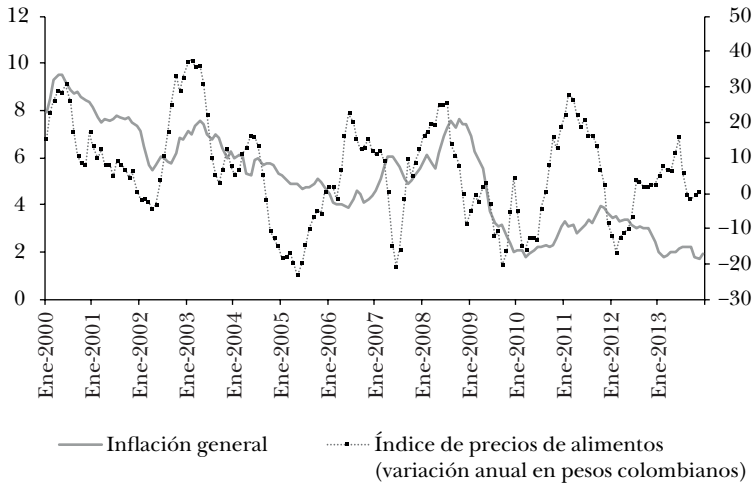
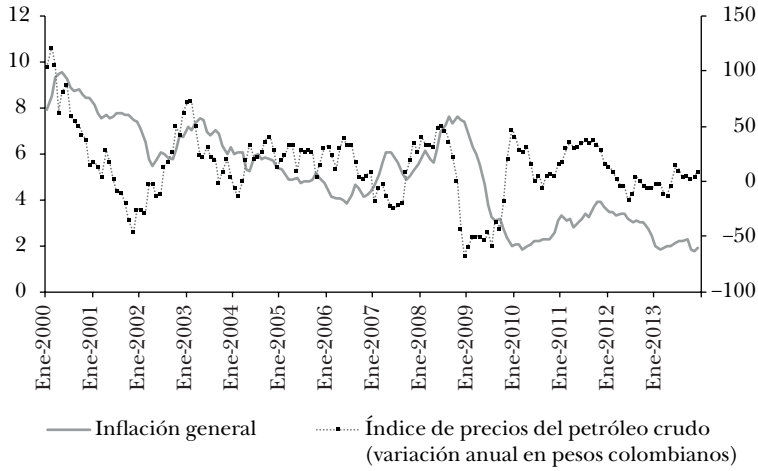
La gráfica 2 presenta algunas de las variables que usamos para analizar el efecto de los choques de precios de materias primas sobre la inflación en Colombia; más adelante introduciremos los procesos de expectativas. El panel superior presenta la inflación general y la variación anual del petróleo crudo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

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

Gráfica 2

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

(porcentajes)

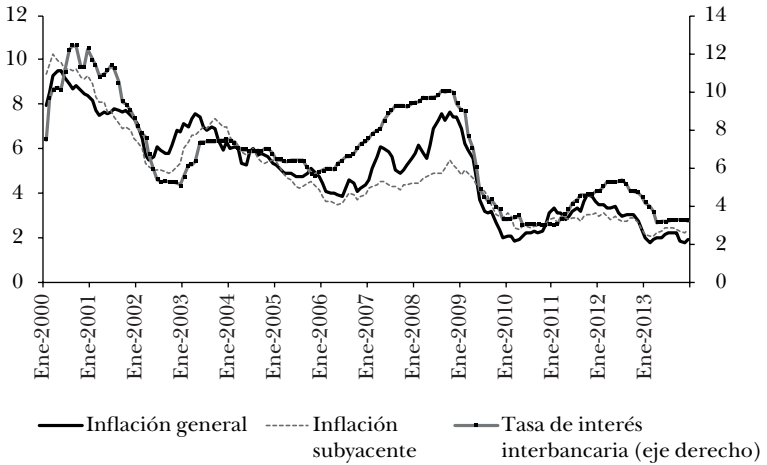
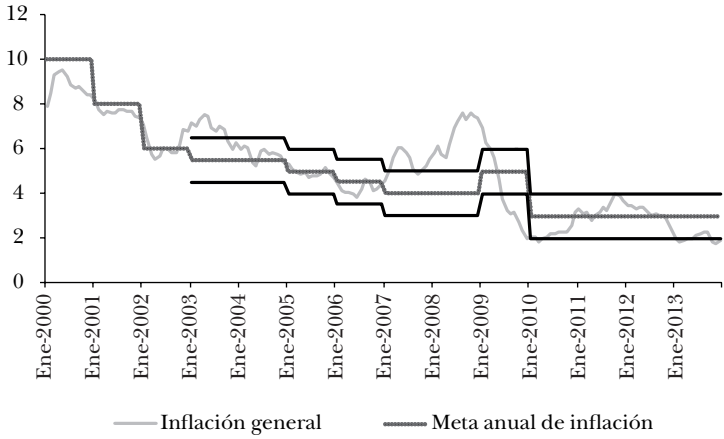


Nota: el eje derecho mide el cambio porcentual anual de los precios internacionales.
Fuentes: FMI; Departamento Administrativo Nacional de Estadísticas (DANE); y cálculos del autor.

Gráfica 2 (cont.)

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

(porcentajes)



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

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

3. EL MODELO

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

2

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

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

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

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

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

3

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

El proceso inflacionario puede también expresarse como:

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

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

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

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

4.1 Mecanismos de expectativas

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

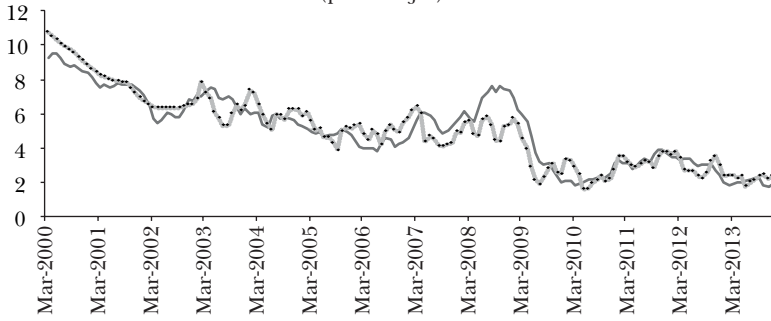
Finalmente, las expectativas de inflación se obtienen también suponiendo que los agentes forman sus expectativas sobre la inflación futura, con uno o dos años de anticipación

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

Gráfica 3

PANEL A. EXPECTATIVAS DE INFLACIÓN A UN AÑO

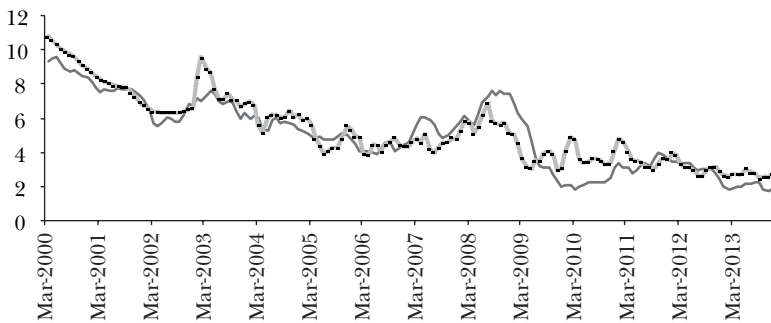
(porcentajes)



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



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



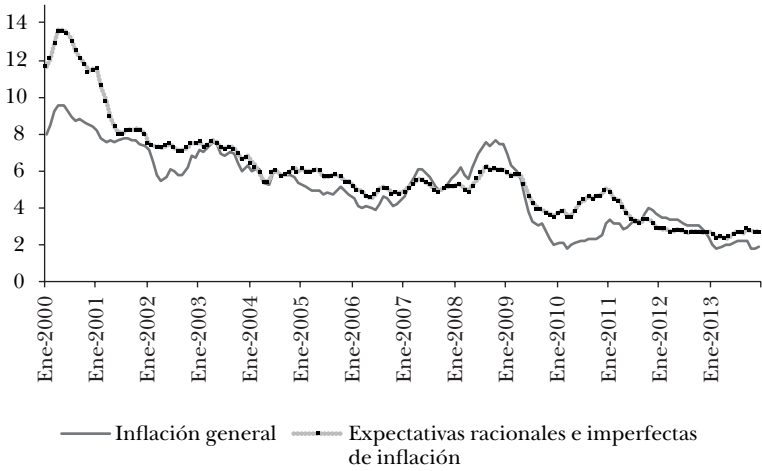
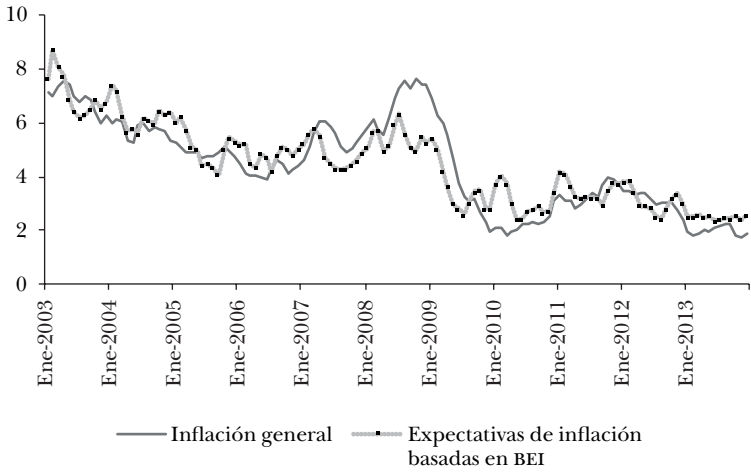
— Inflación general - - - Expectativas futuras de inflación basadas en BEI

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

Gráfica 3

PANEL B. EXPECTATIVAS DE INFLACIÓN A DOS AÑOS

(porcentajes)



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

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

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

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

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

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

¹² El valor de κ utilizado es 0.44.

4.2 Choques a los precios de las materias primas

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

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

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

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

4.3 Meta mensual de la tasa anual de inflación

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

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

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

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

Cuadro 1

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

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

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

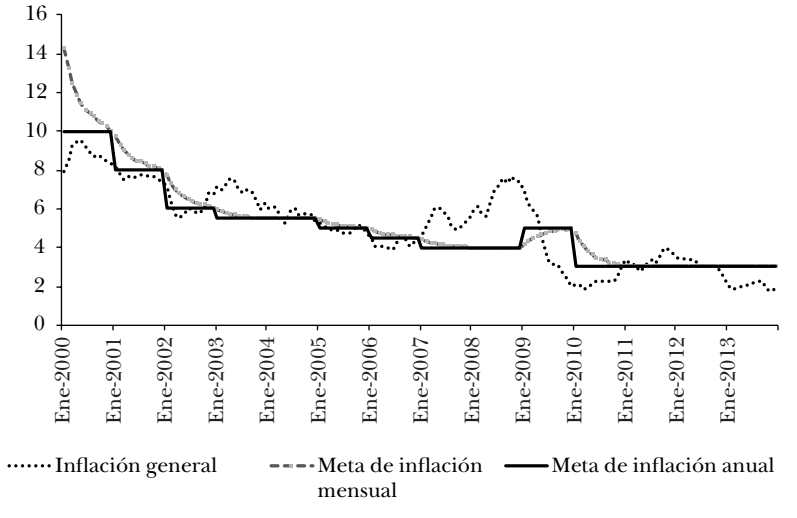
contribución mensual promedio para lograr la meta a partir de la muestra de años que coinciden con este criterio. Posteriormente usamos estas contribuciones y la meta correspondiente para cada año de la muestra para calcular, en base mensual, la meta de inflación. La gráfica 4 ilustra nuestra meta ajustada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

4.4 Choques estructurales

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

Gráfica 4

META MENSUAL DE LA TASA DE INFLACIÓN ANUAL
(porcentajes)



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

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

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

5. ESTIMACIÓN Y RESULTADOS

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

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

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

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

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

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

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

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

Cuadro 2

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

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

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

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

Cuadro 3

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

²³ Esta especificación también fue recomendada por un dictaminador anónimo.

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

Cuadro 4

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

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

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

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

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

<i>Mecanismo de expectativas</i>	<i>Régimen de metas de inflación</i>							<i>R² ajustado</i>		
	<i>Constante</i>	<i>Desviación de expectativas</i>	<i>Choque de demanda</i>	<i>Choque de costos</i>	<i>Petróleo crudo</i>	<i>Energía</i>	<i>Alimentos</i>		<i>Número de observaciones</i>	<i>F</i>
	<i>Enero de 2000 a diciembre de 2013</i>									
Derivadas de la tasa BEI	-0.011 ^a	0.486 ^a	0.001 ^b	-0.001	-0.004	0.000	0.000	166	4.57	0.280
Derivadas de la tasa BEI a plazo	-0.011 ^a	0.491 ^a	0.001 ^b	-0.001	-0.003	-0.003	0.000	166	4.60	0.278
Racionales-imperfectas	-0.012 ^a	0.622 ^a	0.001 ^b	-0.001	-0.008	-0.003	-0.003	166	7.33	0.434
	-0.012 ^a	0.637 ^a	0.001 ^b	-0.001	-0.009	-0.002	-0.002	166	6.57	0.436
	-0.013 ^a	0.768 ^a	-0.000	0.000	-0.003	0.008	0.008	168	10.16	0.555
	-0.013 ^a	0.773 ^a	-0.000	0.000	-0.003	0.008	0.008	168	10.28	0.555
	<i>Enero de 2000 a diciembre de 2006</i>									
Derivadas de la tasa BEI	-0.015 ^a	1.008 ^a	0.001	0.000	-0.002	-0.001	-0.001	82	21.74	0.635
	-0.015 ^a	1.009 ^a	0.001	0.000	-0.000	-0.000	-0.003	82	22.83	0.634

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

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

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

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

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

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

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

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

<i>Mecanismo de expectativas</i>	<i>Desviación de las expectativas</i>							<i>R² ajustado</i>	
	<i>Constante</i>	<i>Choque de demanda</i>	<i>Choque de costos</i>	<i>Petróleo crudo</i>	<i>Energía</i>	<i>Alimentos</i>	<i>Número de observaciones</i>		
Régimen de metas de inflación: enero de 2000 a diciembre de 2013									
Derivadas de la tasa BEI	-0.009 ^a	0.287 ^a	-0.001	0.001	-0.001	-0.001	166	5.68	0.151
Derivadas de la tasa BEI a plazo	-0.009 ^a	0.284 ^a	-0.001	0.001 ^c	0.001	-0.002	166	5.88	0.152
Derivadas de la tasa BEI a plazo	-0.011 ^a	0.424 ^a	-0.000	0.001 ^b	-0.003	-0.003	166	8.68	0.309
Racionales-imperfectas	-0.011 ^a	0.428 ^a	-0.000	0.001 ^b	-0.003	-0.003	166	8.21	0.308
Racionales-imperfectas	-0.011 ^a	0.474 ^a	0.000	0.000	-0.000	0.005	168	8.83	0.293
Racionales-imperfectas	-0.011 ^a	0.473 ^a	0.000	0.000	0.000	0.004	168	7.84	0.293
Enero de 2000 a diciembre de 2006									
Derivadas de la tasa BEI	-0.014 ^a	0.736 ^a	0.000	0.000	-0.001	0.002	82	10.39	0.408
Derivadas de la tasa BEI	-0.014 ^a	0.733 ^a	0.000	0.000	0.001	0.001	82	10.92	0.407

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

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

6. PRINCIPALES HALLAZGOS Y CONCLUSIONES

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

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

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

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

APÉNDICES

Apéndice 1

Identificación y estimación de los choques de oferta y demanda

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

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

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

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

El cual puede expresarse en forma de matriz

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

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

Con varianza-covarianza del vector de choques estructurales

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

o

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

entonces,

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

Apéndice 2

Resultados con expectativas con dos años de anticipación

Cuadro A1

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

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

<i>Mecanismo de expectativas</i>	<i>Constante</i>	<i>Desviación de las expectativas</i>	<i>Choque de demanda</i>	<i>Choque por costos</i>	<i>Petróleo crudo</i>	<i>Energía</i>	<i>Alimentos</i>	<i>Número de observaciones</i>	<i>F</i>	<i>R² ajustado</i>
Derivadas de la tasa BEI	-0.008 ^a	0.311 ^a	0.001 ^a	-0.001 ^b	-0.004		0.000	132	21.35	0.340
	-0.008 ^a	0.317 ^a	0.001 ^a	-0.001 ^b		-0.004	0.001	132	19.04	0.337
Racionales-imperfectas	-0.009 ^a	-0.065	0.000	-0.000	0.001		0.007	168	1.816	0.000
	-0.008 ^a	-0.073	0.000	-0.000		0.002	0.005	168	1.825	0.004

Enero de 2000 a diciembre de 2006

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

Enero de 2007 a diciembre de 2013

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

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

Fuente: cálculos del autor.

Bibliografía

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

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

*Cecilia Dassatti
Alejandro Pena
Jorge Ponce
Magdalena Tubio*

Requerimiento de capital anticíclico: el caso uruguayo

Resumen

En este documento se analizan las principales características del requerimiento de capital anticíclico sugerido por Basilea III y se estudia su complementariedad con otras herramientas regulatorias, en particular con las provisiones dinámicas. Se realiza un ejercicio de aplicación del requerimiento de capital anticíclico utilizando datos históricos de Uruguay y diferentes reglas de activación, ajuste y desactivación. Se concluye que el diseño y la introducción de un requerimiento de capital anticíclico conforme a los principios de Basilea III complementarían las regulaciones vigentes y ampliarían el conjunto de herramientas para mitigar el riesgo sistémico en el sector bancario de Uruguay.

Los autores son funcionarios del Banco Central del Uruguay, respectivamente: C. Dassatti, Departamento de Estudios (SSF); A. Pena, Departamento de Riesgos Financieros (SSF); J. Ponce y M. Tubio, Departamento de Estabilidad Financiera (AE). Las opiniones vertidas en este documento son responsabilidad de sus autores y no representan ni comprometen la posición institucional del Banco Central del Uruguay. Los autores agradecen los comentarios de Gabriela Conde, Gerardo Licandro, José Antonio Licandro, Adolfo Sarmiento y dos dictaminadores anónimos.

Palabras clave: Basilea III, capital anticíclico, instrumentos macroprudenciales, Uruguay.

Clasificación JEL: G18, G21.

Abstract

We study the countercyclical capital buffer introduced by Basel III and its complementarities with other regulation, particularly dynamic provisioning. We simulate different activation, adjust and deactivation rules for the buffer using historical data for Uruguay. The design and introduction of a countercyclical capital buffer following the principles in Basel III should complement current regulation and serve as an extra tool to mitigate systemic risk in the Uruguayan banking sector.

Keywords: Basel III, countercyclical buffer, macroprudential tools, Uruguay.

JEL classification: G18, G21.

1. INTRODUCCIÓN

La evidencia empírica muestra la significativa importancia del excesivo crecimiento del crédito a la hora de determinar la probabilidad de ocurrencia y la gravedad de crisis financieras sistémicas.¹ La formación dinámica del riesgo sistémico determina que las pérdidas del sector bancario puedan ser extremadamente cuantiosas cuando un periodo de crecimiento excesivo del crédito es seguido de una recesión. Los créditos otorgados durante un periodo de crecimiento excesivo suelen ser de menor calidad que aquellos otorgados en periodos más estables, con lo cual las pérdidas generadas por ellos pueden desestabilizar al sector bancario y crear un círculo vicioso en el que las dificultades del sistema financiero pueden favorecer la desaceleración de la economía real y esta, a su vez, repercutir en el sector bancario.

¹ Veá por ejemplo Davis y Karim (2008), Drehmann y Juselius (2013), Drehmann y Tsatsaronis (2014) y las referencias allí contenidas.

Estas interrelaciones entre ciclos financieros y reales han dado lugar a un importante debate, tanto en el plano académico como en el de los reguladores financieros, en cuanto a las medidas de carácter macroprudencial que se deberían adoptar. En particular, existe un aparente consenso en cuanto a la importancia de que el sector bancario refuerce sus defensas de capital en periodos en los que los riesgos de tensiones en el conjunto del sistema aumentan notablemente. En este sentido, el Comité de Supervisión Bancaria de Basilea (2010a), dentro de su marco regulador global para reforzar los bancos y sistemas bancarios (Basilea III), ha propuesto la introducción de requerimientos de capital anticíclicos con el objetivo de contribuir a proteger a los bancos de los efectos de los ciclos financieros. En la medida que los requerimientos de capital tengan en cuenta el entorno macrofinanciero en el que los bancos operan, la propuesta del Comité de Supervisión Bancaria de Basilea procura acumular reservas de capital en momentos de gestación de desequilibrios e incremento en las vulnerabilidades para permitir su utilización en periodos de crisis o inestabilidad financiera.

El acuerdo propuesto por el Comité de Supervisión Bancaria de Basilea (2010a), también conocido como Basilea III, refiere a un conjunto de propuestas de reforma motivadas a partir de las falencias identificadas durante la reciente crisis financiera internacional. El mismo se basa en una revisión de Basilea II con el fin de avanzar en el fortalecimiento del sistema financiero. El Comité de Basilea ha reforzado el marco de capital regulador, aumentando tanto la calidad como la cantidad de la base de capital regulador. En particular, se introduce el requerimiento de acumular un *colchón* de capital anticíclico para ser utilizado por el sector bancario en la parte baja del ciclo financiero. La idea de este requerimiento es que los bancos acumulen capital extra (hasta un máximo de 2.5% de los activos ponderados por riesgo) en la parte alta del ciclo financiero, por ejemplo cuando el crédito bancario esté creciendo mucho con respecto al grado de actividad, para usarlo en el momento que los riesgos se materialicen.

En este documento se analizan las principales características del requerimiento de capital anticíclico sugerido por Basilea III a la luz de la bibliografía económica relacionada y de la reciente experiencia internacional. También se analiza conceptualmente la introducción del requerimiento anticíclico en la regulación uruguaya y sus complementariedades con otras herramientas regulatorias, en particular con las previsiones dinámicas. Finalmente, se realiza un ejercicio de aplicación del requerimiento de capital anticíclico utilizando datos históricos de Uruguay y diferentes reglas de activación, ajuste y desactivación del requerimiento. Del análisis se concluye que el diseño y la introducción de un requerimiento de capital anticíclico conforme a los principios de Basilea III complementaría las regulaciones existentes y ampliaría el conjunto de instrumentos necesarios para mitigar el riesgo sistémico en el sector bancario de Uruguay.

El resto del documento se organiza de la siguiente manera. En la sección 2 se describen las principales características del requerimiento de capital anticíclico. En la sección 3 se revisa brevemente la bibliografía en materia de colchones de capital anticíclicos. En la sección 4 se analiza la coexistencia del nuevo requerimiento de capital con las previsiones dinámicas vigentes en la regulación bancaria uruguaya. En la sección 5 se describen los resultados de la metodología propuesta por el Comité de Supervisión Bancaria de Basilea (2010a) en cuanto a la activación, el ajuste y la desactivación del requerimiento con base en datos históricos de Uruguay. Por último, en la sección 6 se realizan una serie de reflexiones finales.

2. EL REQUERIMIENTO DE CAPITAL ANTICÍCLICO

El principal objetivo del requerimiento de capital anticíclico propuesto por el Comité de Supervisión Bancaria de Basilea (2010a) es proteger a los bancos de los efectos del ciclo financiero mediante el aumento de su capacidad para absorber pérdidas (mediante la acumulación de capital) en los periodos cuando se crean las vulnerabilidades sistémicas (por ejemplo

durante periodos de crecimiento excesivo del crédito), El *colchón* de capital acumulado durante estos periodos puede ser utilizado en la parte baja del ciclo financiero para absorber las pérdidas y de esta manera ayudar a los bancos a sobrellevar periodos de tensión. Un mayor requerimiento de capital en la parte alta del ciclo financiero también podría contribuir a reducir los excesos en la provisión de crédito y la toma de riesgos.

Como tal, el requerimiento de capital anticíclico propuesto, que podría llegar a un máximo de 2.5% de los activos totales ponderados por riesgo, es una herramienta prudencial del sistema (macroprudencial). Una vez activada, su rango de aplicación es todo el sector bancario sin distinción de la potencial contribución individual de los bancos a la excesiva provisión de créditos. Este requerimiento se agrega a los otros requerimientos de capital que pudieran aplicarse pero, a diferencia de aquellos, su activación, ajuste y desactivación está sujeta a la discreción del regulador bancario. El Comité de Supervisión Bancaria de Basilea (2010a) sugiere que la brecha del crédito agregado al sector privado sobre el producto interno bruto con respecto a su tendencia de largo plazo se use como una referencia que informe a las autoridades regulatorias sobre la fase del ciclo financiero y guíe la activación del requerimiento anticíclico.²

Conceptualmente, el requerimiento de capital anticíclico complementa otras herramientas regulatorias ya existentes. A efectos de la exposición considérese una clasificación de las herramientas regulatorias en dos dimensiones: 1) según que su objetivo y base de aplicación sea institución por institución (prudencial por institución) o sistémica (prudencial para el sistema en su conjunto), 2) según tenga como objetivo la dimensión estática o dinámica de los riesgos financieros. En estas dos

² Drehmann y Tsatsaronis (2014) argumentan que este indicador cumple un importante papel a la hora de informar sobre la necesidad de activar el requerimiento anticíclico. Sin embargo, Repullo y Saurina (2011) argumentan que su utilización tendería a exacerbar las fluctuaciones en lugar de reducir las.

Cuadro 1

REQUERIMIENTO DE CAPITAL ANTICÍCLICO Y OTRA REGULACIÓN PRUDENCIAL

<i>Dimensión prudencial</i>	<i>Estática</i>	<i>Dinámica</i>
Por institución	Requerimiento mínimo de capital y provisiones	Previsiones dinámicas
Para el sistema	Requerimiento de capital por riesgo sistémico	Requerimiento de capital anticíclico

dimensiones, el requerimiento de capital anticíclico es una herramienta prudencial del sistema que atiende a la formación dinámica de los riesgos (ver cuadro 1).

De esta manera, el requerimiento de capital anticíclico complementa otras medidas prudenciales del sistema que atienden a la dimensión estática de los riesgos financieros. A modo de ejemplo, en algunas jurisdicciones los requerimientos de capital por riesgo sistémico consideran el tamaño de las instituciones bancarias, sus interconexiones y su importancia en el sistema de pagos como variables relevantes para requerir requisitos adicionales de capital a los bancos considerados sistémicamente importantes. El requerimiento de capital anticíclico también se complementa con herramientas regulatorias prudenciales por institución. En particular complementa los requerimientos estáticos de capital (ya sea el requisito mínimo o el *colchón* de conservación) y las provisiones por riesgo de crédito al considerar explícitamente la dimensión dinámica del riesgo de crédito. También complementa a las provisiones dinámicas dado que estas últimas se basan en la situación de cada banco en particular, mientras que el requerimiento de capital anticíclico considera la situación agregada o sistémica.

En varias jurisdicciones, la aplicación práctica del requerimiento de capital anticíclico se ha desviado de las recomendaciones del Comité de Supervisión Bancaria de Basilea (2010a).

En el caso de Suiza, por ejemplo, el requerimiento de capital anticíclico es activado por las autoridades en forma discrecional y siguiendo la referencia de un amplio conjunto de indicadores y variables tanto agregadas como sectoriales, y tanto de cantidades como de precios. Por otra parte, Inglaterra y Suiza basan sus requerimientos de capital anticíclico en la dinámica de algunos sectores, en particular el de crédito hipotecario. De esta manera, este tipo de medidas persiguen el objetivo de controlar la generación dinámica de riesgo sistémico en los sectores identificados como particularmente vulnerables y a formar *colchones* de capital adicionales en aquellos bancos más expuestos a esos sectores, mientras que los bancos menos expuestos no necesariamente deberían formar dichos *colchones*.

La aplicación de requerimientos de capital con base en la dinámica del crédito sectorial, y por tanto a los bancos más expuestos, es complementaria a la aplicación de requerimientos de capital sobre una base agregada y a todos los bancos. El primer enfoque atiende a la necesidad de reconocer las pérdidas esperadas por el desempeño individual de bancos en segmentos del mercado donde se están generando desequilibrios financieros a causa, por ejemplo, de un fuerte crecimiento del crédito sectorial. En algunas jurisdicciones tales como España y Uruguay, se recurre a la formación de previsiones dinámicas a los efectos de reconocer en forma anticipada estos riesgos y de proveer incentivos a los bancos para disminuir su exposición a los mismos.³ De esta manera, las previsiones dinámicas, en su versión más común, son una herramienta prudencial por institución. En tanto, un requerimiento de capital anticíclico aplicado en forma agregada es una herramienta prudencial del sistema que busca ampliar la capacidad del sistema bancario como un todo para superar momentos de tensión y mantenerse estable en el sentido de continuar proveyendo sus servicios al resto de la economía.

³ El Reino Unido y Suiza no poseen dentro de su instrumental regulatorio la posibilidad de exigir previsiones dinámicas.

Finalmente, la recomendación del Comité de Supervisión Bancaria de Basilea (2010a) no considera una característica esencial del sistema financiero de Uruguay: la dolarización. En caso de que los ciclos de crédito por moneda muestren fuertes diferencias entre sí, existiría una razón para considerar los datos desagregados por monedas por sobre los datos agregados, ya que estos últimos podrían estar ocultando importantes fuentes de riesgo sistémico. En última instancia, la respuesta sobre qué serie utilizar como referencia es de naturaleza empírica. En la sección 5 se presenta un análisis de las series de crédito por monedas y se concluye que si bien sus ciclos han mostrado comportamientos diferenciados en la historia reciente de Uruguay, la serie agregada recoge de buena manera el comportamiento del componente tendencia-ciclo de las series desagregadas.

3. BIBLIOGRAFÍA RELACIONADA

La discusión acerca de la posible amplificación del ciclo económico como consecuencia del marco regulador introducido por los acuerdos de Basilea II (vea Comité de Supervisión Bancaria de Basilea, 2005) comenzó incluso antes de su aprobación. Por ejemplo, Kashyap y Stein (2004) argumentan que en recesiones las pérdidas erosionan el capital bancario, en tanto que los requerimientos de capital sensibles al riesgo aumentan. Si los bancos no pueden aumentar rápidamente su capital se ven forzados a reducir su oferta de crédito, lo que contribuye a un empeoramiento de la situación recesiva.

A la luz de la reciente crisis financiera internacional, las reformas al marco regulador de capital propuestas por el Comité de Supervisión Bancaria de Basilea (2010a) buscan aumentar tanto la cantidad como la calidad del capital regulatorio y, en particular, disminuir cualquier tipo de comportamiento cíclico en los requerimientos mínimos de capital, así como mantener un capital que funcione como *colchón* con el objetivo macroprudencial de proteger al sector bancario de los potenciales efectos negativos de periodos de excesivo crecimiento del crédito.

En esta sección se realiza una sistematización de la bibliografía relacionada con el ciclo financiero y el comportamiento procíclico de los requerimientos de capital vigentes a partir del acuerdo de capital de Basilea II a los efectos de comprender el efecto potencial de la introducción de requerimientos de capital anticíclicos en el marco de Basilea III.

Bergara y Licandro (2000) proponen un modelo microeconómico para identificar qué porción de la prociclicidad del crédito responde al comportamiento de los bancos y qué porción al marco regulatorio prudencial. Concluyen que el crédito es procíclico aun si no existe regulación prudencial o si la misma es laxa, en la medida que el comportamiento miope y averso al riesgo de los bancos afecta su percepción de riesgo-rendimiento. Por lo tanto, sostienen que las normas prudenciales no exacerban el ciclo crediticio, sino que logran atenuarlo.

Repullo y Suárez (2008) vinculan las necesidades de capital de los bancos con el racionamiento de crédito de algunas empresas por medio de un modelo de generaciones solapadas que considera la existencia de banca relacional (bancos con información privada acerca de sus deudores) y la incapacidad de acudir a los mercados de capitales por parte de algunos bancos. Encuentran que, bajo la regulación de Basilea II, si bien los bancos guardan mayores colchones de capital durante las fases buenas del ciclo, la llegada de las recesiones está normalmente asociada con un racionamiento importante del crédito. Sostienen que ciertos ajustes en los intervalos de confianza de Basilea II pueden reducir de modo radical la incidencia del racionamiento de crédito a lo largo del ciclo sin comprometer los objetivos en cuanto a solvencia. En particular, proponen modificar los intervalos de confianza de forma que se mantengan sus niveles promedio a largo plazo en un valor del 99.9%, lo que permite flexibilizar el objetivo en aquellas situaciones en que el racionamiento de crédito llegue a montos altos.

Otra alternativa para corregir la prociclicidad de los requerimientos de capital es la propuesta por el Comité Europeo de Supervisores Bancarios (CEBS, 2009), que consiste en mecanismos que ajusten las probabilidades de incumplimiento

estimadas por los bancos para así incorporar condiciones recesivas en las mismas. En particular, propone dos alternativas: la aplicación de un ajuste basado en la brecha entre la probabilidad actual y la asociada a una recesión, y la aplicación de intervalos de confianza que se ajusten automáticamente ante cambios en el ciclo.

Por otro lado, Repullo, Saurin y Trucharte (2010) analizan las principales propuestas alternativas al indicador de brecha del crédito para mitigar la prociclicidad de la regulación de Basilea II. El análisis se basa en la estimación con datos de la central de riesgos española de un modelo logístico para la probabilidad de incumplimiento a un año de las empresas españolas durante 1986-2007. Obtienen así un perfil de riesgo de cada banco mediante el cómputo de los requerimientos de capital de Basilea II para cada uno de los préstamos.

De esta manera, comparan diferentes alternativas para ajustar el requerimiento de capital a lo largo del ciclo; concluyen que el mejor procedimiento es la utilización de un multiplicador de ciclo económico basado en el crecimiento del producto. Analizan dos alternativas propuestas por Gordy y Howels (2006): suavizar los insumos de la fórmula ajustando las probabilidades de incumplimiento a lo largo del ciclo y atenuar los resultados de la fórmula ajustando el requerimiento final computado a partir de las estimaciones de las probabilidades. Los resultados muestran que el mejor procedimiento es aplicar un multiplicador al requerimiento de capital. Dicho multiplicador depende de la desviación de la tasa de crecimiento del producto con respecto a su tendencia de largo plazo.

Elekdag y Wu (2011) analizan la aparición de auges de crédito a partir de un estudio de eventos con un panel de economías avanzadas y emergentes que cubre el periodo 1960-2010. Entre los principales resultados del trabajo se destaca la asociación que encuentran entre *auges* crediticios con el deterioro de balances de bancos y empresas, así como con síntomas de sobrecalentamiento de la economía. Con respecto al indicador de referencia para corregir la prociclicidad, sostienen que la brecha del coeficiente de crédito a producto no permite

considerar la posibilidad de diferentes tendencias entre numerador y denominador y que una caída del producto podría llevar a decisiones que podrían exacerbar dicha prociclicidad en lugar de moderarla.

Christensen, Meh y Moran (2011) comparan el efecto de una regulación del apalancamiento bancario con requerimientos constantes en el tiempo con respecto a requerimientos que varían según el ciclo (regulación anticíclica). Los resultados sugieren que el requerimiento anticíclico logra mantener bajo control la aparición de desequilibrios financieros al inducir a los bancos a alterar la intensidad con la cual vigilan a sus deudores.

Gersbach y Rochet (2013) proponen un fundamento formal para la aplicación de coeficientes de capital anticíclicos. Encuentran que los bancos colocan demasiados fondos prestables en los estados buenos y demasiado pocos en los estados malos, creando una fluctuación excesiva en el crédito, el producto, los precios de activos y los salarios. Con un modelo muy simple en donde las fricciones financieras generan excesivas fluctuaciones en el volumen de crédito, demuestran que las mismas pueden atenuarse por medio de una regulación anticíclica de coeficientes de capital.

Dewatripont y Tirole (2012) también utilizan un modelo formal para analizar la regulación bancaria, entendida como la combinación de mecanismos de autoseguramiento, colchones de capital y provisiones, en presencia de choques macroeconómicos. Sus resultados indican que la combinación de mecanismos de provisiones dinámicas, colchones de capital anticíclico y otras formas de seguros de capital como obligaciones contingentes convertibles (CoCos) son óptimas para contrarrestar los efectos negativos de choques macroeconómicos tanto de origen determinísticos como aleatorios.

Buncic y Melecky (2013) proponen un nuevo enfoque para pruebas de tensión del sistema bancario con una perspectiva macroprudencial. Las pruebas de tensión usuales hasta el momento se basan principalmente en simulaciones financieras que no presentan vínculos formales con la macroeconomía. La metodología propuesta introduce vínculos explícitos del sistema

financiero con la macroeconomía, que permite considerar la posibilidad del surgimiento de riesgos sistémicos derivados de cambios en las condiciones macroeconómicas, así como riesgos idiosincrásicos originados en los diferentes perfiles de riesgo de cada banco. Los resultados son robustos ante la aplicación de la metodología a un grupo de bancos de Europa del Este durante la reciente crisis financiera internacional.

Repullo (2013) concluye que cuando los modelos incorporan un costo social de quiebra de bancos, el regulador requiere una cantidad mayor de capital con respecto a la situación sin regulación bancaria. No obstante lo anterior, se plantea una disyuntiva: los bancos son más seguros pero la inversión agregada es menor. Por otro lado, analiza el efecto de un choque negativo al acervo agregado de capital bancario (equivalente a una fase recesiva de la economía). Si los requerimientos de capital se mantienen sin cambios, la reducción en la oferta de capital implica una caída significativa de la oferta de crédito y una reducción de la inversión agregada (si bien los bancos son más seguros). En síntesis, compara los costos y beneficios de ajustar los requerimientos de capital ante cambios en el estado del ciclo económico y concluye que el regulador no debe centrarse únicamente en el racionamiento del crédito que puede surgir en la fase baja si los requerimientos de capital no disminuyen, o en la mayor probabilidad de quiebra de bancos si los requerimientos de capital son reducidos.

Por otro lado, Drehmann y Tsatsaronis (2014) responden a algunas de las críticas al indicador de brecha del crédito a producto. En particular, ofrecen argumentos en contra de las siguientes observaciones: el indicador de crédito puede llevar a decisiones contrarias al objetivo que se persigue, no es el mejor indicador de alerta temprana para crisis bancarias (en particular, para economías emergentes), al tiempo que presenta problemas de medición.

La primera crítica sostiene que el ciclo relevante para el instrumento debiera ser el financiero, en lugar del ciclo económico. Como ya se mencionó, Repullo y Saurina (2011) encuentran una correlación negativa entre la brecha del crédito

y el crecimiento del producto, por lo que un colchón de capital determinado según este criterio podría exacerbar el ciclo que se busca atenuar. No obstante, Drehmann y Tsatsaronis encuentran que, si bien negativa, dicha correlación es muy baja y principalmente determinada por periodos irrelevantes a los efectos de las decisiones de formar un *colchón* de capital.

Para responder a la segunda crítica, toman un panel de 26 países para el periodo entre 1980 y 2012 y comparan el comportamiento de seis indicadores: la brecha entre el coeficiente de crédito a producto, el crecimiento del crédito, el crecimiento del precio de las propiedades residenciales, el coeficiente de servicio de deuda y el coeficiente de financiamiento distinto de los depósitos sobre el pasivo total. Entre las variables consideradas, la brecha del coeficiente de crédito a producto es estadísticamente el mejor indicador de alerta temprana para horizontes de proyección de entre dos y cinco años.

En cuanto a los problemas de medición del indicador, los mismos responden a la ya conocida limitación de estimar una tendencia con el filtro de Hodrick-Prescott (1981): las observaciones más recientes pueden cambiar de manera considerable los resultados. Al respecto, las estimaciones en series simuladas sugieren usar series de por lo menos 10 años para sobrellevar esta limitación.

Wezel, Chan-Lau y Columba (2012) realizan una breve comparación entre los colchones de capital anticíclicos y las previsiones dinámicas. Señalan que si bien las previsiones dinámicas consideran las fluctuaciones en las previsiones específicas de cada crédito, no tienen en cuenta las variaciones en las probabilidades de incumplimiento y en las pérdidas, una vez que se da el incumplimiento, utilizadas como insumo en las fórmulas de requerimientos de capital de Basilea II. Concluyen que ambas herramientas pueden ser complementarias en la medida en que las políticas en cuanto a previsiones se concentran en el fortalecimiento del sistema bancario ante pérdidas esperadas, en tanto que las medidas de capital se enfocan en las pérdidas inesperadas. En particular, argumentan que si bien las previsiones dinámicas protegen directamente los resultados de los

bancos, estas tienen una escasa capacidad para limitar un excesivo crecimiento del crédito. Por lo tanto, sugieren que las mismas sean acompañadas por otras medidas macroprudenciales que busquen mitigar riesgos sistémicos.

Finalmente, cabe aclarar que este trabajo se basa en un primer análisis de los efectos del nuevo requerimiento de capital anticíclico en términos agregados, pero los bancos pueden decidir que mantendrán diferentes montos de capital según sus características individuales, tales como su apetito por riesgo, su tamaño o el acceso a otras fuentes de financiamiento además de los depósitos de los agentes. En la bibliografía reciente puede encontrarse una serie de trabajos que analizan el comportamiento cíclico del capital bancario teniendo en cuenta la heterogeneidad que puede presentarse entre las instituciones bancarias.

Jokipii y Milne (2008) analizan el comportamiento cíclico del excedente de capital que los bancos europeos deciden mantener por encima del requerimiento de capital de Basilea I, así como la posible variabilidad de dicho comportamiento entre los distintos países y tipos o tamaño de las instituciones. A partir de un panel para el periodo 1997-2004, encuentran que si bien las instituciones mantienen montos de capital superiores al mínimo requerido, dicha decisión varía según el tipo y el tamaño del banco. De esto concluyen que los colchones de capital para el caso de instituciones grandes, bancos comerciales y bancos de ahorro se comportan de forma contraria al ciclo económico, en tanto que el excedente de capital que mantienen instituciones de menor tamaño o bancos cooperativos se comporta de forma procíclica.

Asimismo, Fonseca y González (2010) trabajan con un panel de bancos de 70 países para el periodo 1995-2002 con el fin de estudiar los factores que influyen en la decisión de mantener colchones de capital bancario. En particular, analizan cómo las diferentes estructuras regulatorias e institucionales a lo largo de los países pueden traducirse en comportamientos variados en el poder de mercado y la disciplina de mercado que ejercen las instituciones, elementos que desempeñan un papel

importante en la decisión de los bancos de mantener capital por encima del mínimo requerido.

García-Suaza *et al.* (2012), por otro lado, estudian el comportamiento cíclico del capital en el sector bancario colombiano a partir de un panel de bancos para el periodo 1996-2010, y concluyen que si bien los colchones de capital bancario varían a lo largo del ciclo, dicho comportamiento difiere según el tamaño de la institución. En particular, confirman el comportamiento anticíclico para el caso de bancos grandes, pero no encuentran evidencia del mismo para bancos pequeños.

Finalmente, Carvallo *et al.* (2015) estudian el comportamiento cíclico de los colchones de capital a partir de un panel de 13 bancos de América Latina y el Caribe para el periodo 2001-2012. El trabajo resulta interesante ya que se concentra en el análisis de la heterogeneidad del comportamiento cíclico del capital bancario únicamente para economías emergentes. Concluyen que es más probable que haya un comportamiento procíclico en los colchones de capital en aquellos países en donde la regulación es más laxa y los costos de modificar la cantidad de capital mantenida son más bajos, en tanto que cuanto más grande es la institución menor es el colchón de capital.

4. INCLUSIÓN DEL REQUERIMIENTO ANTICÍCLICO EN LA REGULACIÓN URUGUAYA

El objetivo de esta sección es discutir en qué medida pueden coexistir el requerimiento de capital anticíclico previsto en Basilea III con las previsiones estadísticas (o dinámicas) vigentes en la regulación bancaria en Uruguay.

Conceptualmente, tal como se mencionó en la sección 2, las previsiones estadísticas tienen una dimensión prudencial por institución, ya que la fórmula prevista en la normativa que regula el crecimiento del fondo de previsiones estadísticas depende de variables idiosincrásicas a cada banco, en particular, del crecimiento del crédito otorgado por cada institución y del acervo de crédito otorgado.

En particular, la fórmula por la cual se van generando las previsiones estadísticas es la siguiente:⁴

$$\Delta FPE_t = \left\{ \begin{array}{l} \left[\left\{ \frac{1}{12} \sum_{i=1C}^{2B} \alpha_i [C_{i,t-1} - C_{1,t-13}] + \frac{1}{12} \sum_{i=1C}^{2B} \beta_i C_{i,t-1} \right\} - \left\{ \sum_{i=1C}^{i=5} (\Delta E_{i,t}) \right\} - R_t \right] \kappa_t \\ \text{si } \sum_{i=1C}^{2B} [C_{i,t-1} - C_{1,t-13}] \geq 0 \\ \\ \left[\text{Min} \left[- \left\{ \sum_{i=1C}^{i=5} (\Delta E_{i,t}) \right\} - R_t \right]; 0 \right] \text{ si } \sum_{i=1C}^{2B} [C_{i,t-1} - C_{1,t-13}] < 0 \end{array} \right\}.$$

donde, ΔFPE_t es el incremento (positivo o negativo) del fondo de previsiones estadísticas en el mes t ; $\left[\frac{1}{12} \sum_{i=1C}^{2B} \alpha_i [C_{i,t-1} - C_{1,t-13}] + \frac{1}{12} \sum_{i=1C}^{2B} \beta_i C_{i,t-1} \right]$ es la pérdida por incobrabilidad estadística correspondiente al mes t ; $\sum_{i=1C}^{2B} [C_{i,t-1} - C_{1,t-13}]$ es la variación entre el mes $t-1$ y $t-13$ del acervo de riesgos computables; $\sum_{i=1C}^5 [\Delta E_{i,t}] - R_t$ es el resultado neto por incobrabilidad una vez constituidas las previsiones estadísticas del mes t ; i es la categoría de riesgo crediticio (calificación del riesgo); $\Delta E_{i,t}$ son los cargos netos por previsiones específicas y R_t representa la recuperación de créditos castigados en el mes t .

El parámetro k ajusta las variaciones del fondo en función de la distancia relativa de dicho fondo respecto al techo o tope del mismo de forma que, cuando el fondo se aproxima al techo, k tienda a cero. Por su parte, el requerimiento de capital anticíclico previsto en Basilea III tiene una dimensión prudencial para el sistema, dado que la regla prevista para activar un mayor requerimiento de capital se basa en el comportamiento del sistema financiero en su conjunto. En particular, la recomendación del Comité de Supervisión Bancaria de

⁴ La normativa se detalla en la *Comunicación*, núm. 2001/149 <<http://www.bcu.gub.uy/Comunicados/segcco01149.pdf>>, *Comunicación*, núm. 2012/004, *Actualización*, núm. 190 <<http://www.bcu.gub.uy/Comunicados/segcco12004.pdf>> y *Comunicación*, núm. 2014/061, *Actualización*, núm. 200 <<http://www.bcu.gub.uy/Comunicados/segcco14061.pdf>>.

Basilea (2010a) es que dependa de la brecha del crédito agregado al sector privado en relación con el producto interno bruto con respecto a su tendencia de largo plazo. De manera que, desde el punto de vista de la dimensión o del foco de atención, ambos instrumentos son perfectamente complementarios.

Otro aspecto que permite darle coherencia a la coexistencia de ambos instrumentos se deriva de que las previsiones estadísticas tienen como objetivo proteger al banco de las pérdidas esperadas en el ciclo, en tanto el requerimiento de capital anticíclico tiene por misión proteger al banco frente a pérdidas inesperadas en el ciclo. El hecho de que ambos instrumentos estén mirando el ciclo económico es lo que les da el carácter de instrumentos dinámicos, en la medida que están atendiendo a la evolución del riesgo en cada momento del tiempo.

Adicionalmente, se puede mencionar que las previsiones estadísticas en Uruguay, formuladas en una forma muy similar a la normativa de España, desempeñan adecuadamente un papel como *colchón* para hacer frente a pérdidas en la parte baja del ciclo y para atenuar la volatilidad de los resultados económicos. En cambio, han sido poco eficaces para atenuar el crecimiento del crédito.

En efecto, empíricamente se puede ver que en el caso español el funcionamiento de las previsiones dinámicas no afectó en gran medida al rápido crecimiento del crédito observado en la fase previa de la reciente crisis en su sistema bancario, durante la cual se observó un crecimiento promedio anual del crédito del 16%. No obstante, las previsiones dinámicas funcionaron adecuadamente como un *colchón* para enfrentar las grandes pérdidas del periodo de crisis.⁵

Por otro lado, debe recordarse que en España las previsiones dinámicas se calculan de una forma similar a la de Uruguay, esto es:

$$\text{Previsiones dinámicas} = \alpha \Delta \text{Crédito} + \beta \text{Crédito} - \text{Previsiones específicas.}$$

⁵ Ver a estos efectos en BBVA (2011).

Pero la gran diferencia es que las previsiones específicas se rigen por el criterio de la pérdida incurrida. De acuerdo con este criterio, para registrar una previsión específica tiene que haber evidencia objetiva del deterioro del activo o préstamo. Por lo tanto, las previsiones específicas, que se restan en el cálculo de las previsiones dinámicas, son muy pequeñas en el momento del auge dado que entonces no existe la *evidencia objetiva* a que hace mención la norma contable. Esto hace que en España las previsiones dinámicas hayan crecido con fuerza en el periodo de auge.

Dado que en el caso de Uruguay las previsiones específicas se rigen por el criterio de la pérdida esperada, las mismas son bastante mayores, lo cual hace que, en el caso de instituciones que crecen mucho, el fondo de previsiones estadísticas puede no subir en la época de auge. Esta situación ha sido corregida recientemente con la introducción en la normativa actual de la siguiente cláusula: “Si como resultado de la aplicación de los parámetros precedentes al cierre del mes $t - 1$ el fondo de previsiones estadísticas no se incrementa –en valor absoluto y como porcentaje del tope máximo de los riesgos computables– respecto al mes $t - 13$, habiéndose incrementado en dicho periodo el acervo de riesgos computables, las instituciones podrán utilizar parámetros de previsiones estadísticas superiores a efectos de que el fondo aumente de acuerdo con lo señalado. La Superintendencia de Servicios Financieros podrá –en función de la evolución observada del fondo de previsiones estadísticas– impartir instrucciones a las instituciones a efectos de que se cumpla con el objetivo antes mencionado”.

De manera que, con la normativa actual, se estaría asegurando que el fondo de previsiones estadísticas se incremente, en valor absoluto y como porcentaje del tope máximo, pero es claro que esto puede resultar insuficiente a los efectos de enfrentar las pérdidas esperadas en la fase baja del ciclo, y claramente tampoco desempeñan un papel fundamental en la determinación de la velocidad en el crecimiento del crédito.

En cambio, un incremento en el requerimiento de capital actúa de una forma mucho más directa, frenando efectivamente

el crédito, en la medida que el incremento de capital sea lo bastante exigente como para hacer que el excedente de capital respecto del mínimo regulatorio se torne muy bajo.

En resumen, se considera que ambos instrumentos – previsiones estadísticas y capital anticíclico – pueden coexistir y que son instrumentos complementarios, por las siguientes razones:

- En general, las previsiones estadísticas tiene una dimensión prudencial por institución y el capital anticíclico una dimensión prudencial para el sistema.
- Las previsiones estadísticas sirven para hacer frente a las pérdidas esperadas, en tanto que el capital anticíclico sirve para hacer frente a las pérdidas inesperadas.
- Aun en el caso de España, con un criterio de previsiones específicas basado en las pérdidas incurridas, las previsiones dinámicas no tuvieron éxito en frenar el crecimiento del crédito. En el caso de Uruguay, con un criterio de previsiones específicas basado en las pérdidas esperadas, el papel de las previsiones dinámicas para frenar el crecimiento del crédito se relativiza aún más.
- El capital anticíclico actúa más rápidamente para frenar el crecimiento del crédito, en la medida en que el excedente de capital respecto al regulatorio se minimice.

Finalmente, un factor por considerar para la introducción del requerimiento de capital anticíclico tiene que ver con los estándares internacionales en materia de regulación y supervisión de instituciones financieras que surgen de Basilea III y las normas internacionales de contabilidad que emiten organismos tales como el International Accounting Standard Board (IASB). El requerimiento de capital anticíclico ya es una norma aprobado por Basilea III, en tanto que las previsiones dinámicas, si bien están consideradas dentro de los instrumentos prudenciales *aconsejados*, aún no han sido promulgadas en forma específica por Basilea III.

Basilea III establece a este respecto que se debe tender al uso de previsiones que sean más de tipo prospectivo. En ese

sentido, aboga por un cambio de las prácticas contables, a los efectos de que el criterio para provisionar se base en un criterio de pérdida esperada, y no en un criterio de pérdida incurrida. A esos efectos, ha publicado y puesto a disposición de la IASB una serie de principios orientadores para modificar la NIC 39. No obstante, aun en el caso de llegar a un acuerdo en el criterio de la pérdida esperada, el horizonte máximo que se podría coordinar con la IASB para evaluar la pérdida esperada sería un año, pero nunca un ciclo económico.

Por tanto, para una mejor adecuación a las normas internacionales antes mencionados, también se considera aconsejable la introducción del requerimiento de capital anticíclico.

5. ACTIVACIÓN, AJUSTE Y DESACTIVACIÓN: UN EJEMPLO CON DATOS HISTÓRICOS DE URUGUAY

En esta sección se describen los resultados de la aplicación de la metodología propuesta por el Comité de Supervisión Bancaria de Basilea (2010b) para la activación, ajuste y desactivación del requerimiento de capital anticíclico utilizando datos históricos de Uruguay. En primer lugar se describe la metodología y los datos utilizados para luego aplicar la misma y evaluar los resultados en el periodo previo a la crisis bancaria de 2002. Además, se proponen indicadores que podrían guiar la desactivación del colchón y se destacan las principales bondades y limitaciones de la metodología.

5.1 Metodología: brecha del crédito agregado al sector privado sobre el producto interno bruto como referencia

El Comité de Supervisión Bancaria de Basilea (2010a, 2010b) ha sugerido el uso de la brecha del crédito agregado al sector privado sobre el producto interno bruto con respecto a su tendencia de largo plazo como una referencia de la fase del ciclo financiero. Para determinar el monto, activación y desactivación del requerimiento de capital anticíclico plantea una secuencia de tres pasos:

Paso 1. *Calcular el coeficiente de crédito agregado al sector privado sobre el producto interno bruto, utilizando una definición amplia de crédito que comprenda todas las fuentes de endeudamiento del sector privado y que se aplique por igual a todos los bancos con similar exposición sin considerar su contribución individual al crecimiento excesivo del crédito.*

Paso 2. *Calcular la brecha respecto a la tendencia utilizando el filtro de Hodrick-Prescott (1981) con un parámetro lambda en 400,000 (Borio y Lowe, 2002) que refleje la prolongación de ciclos financieros respecto al de negocios tradicionales.⁶*

Paso 3. *Transformar la brecha en una guía de activación y ajuste, asociando el tamaño del requerimiento de capital con la magnitud de la brecha calculada en el paso 2, de acuerdo con el siguiente criterio:*

$$\left\{ \begin{array}{ll} \text{Colchón} = 0\% & \text{si } Brecha_t < 2\% \\ \text{Colchón} = 2.5\% * \left[\frac{(Brecha_t - 0.02)}{0.08} \right] & \text{si } 2\% < Brecha_t < 10\% \\ \text{Colchón} = 2.5\% & \text{si } Brecha_t > 10\% \end{array} \right.$$

La magnitud del colchón varía linealmente entre el 0% y el 2.5% para valores de la brecha entre el 2% y el 10%. Para valores menores al 2% el colchón no debería activarse, mientras que para valores mayores del 10% debería requerirse su máximo del 2.5%.

Una alternativa al criterio antes presentado ha sido recientemente introducida en Suiza. En Banco Nacional Suizo (2014) se describe la metodología utilizada por esta institución. La activación y ajuste del colchón anticíclico se basa en el análisis histórico de las series de relevancia, por ejemplo la brecha

⁶ Drehmann *et al.* (2010) proveen evidencia empírica que revela que las tendencias calculadas con este parámetro tienen un buen desempeño para describir el comportamiento de largo plazo de las series de endeudamiento privado.

del crédito calculada en el paso 2 entre otras variables. En particular, se identifica un periodo pasado de inestabilidad (o crisis) y, en función de la evolución histórica de la serie, se construye un requerimiento que se ajusta gradualmente durante tres años hasta alcanzar el máximo del 2.5% 12 meses antes de que el indicador de relevancia llegue al máximo (el momento de mayor desequilibrio, como por ejemplo el de estallido de la crisis, t^*), El tamaño del *colchón* se ajusta en forma lineal en función de la magnitud de la brecha según el siguiente criterio:

$$\left\{ \begin{array}{l} \text{Colchón} = 0\% \\ \text{Colchón} = 2.5\% * \left[\frac{(Brecha_t - Brecha_{t^*-16})}{(Brecha_{t^*-4} - Brecha_{t^*-16})} \right] \\ \text{Colchón} = 2.5\% \end{array} \right. \begin{array}{l} \text{si } Brecha_t < Brecha_{t^*-16} \\ \text{si } Brecha_{t^*-16} < Brecha_t < Brecha_{t^*-4} \\ \text{si } Brecha_t > Brecha_{t^*-4} \end{array}$$

5.2 Selección de datos históricos para Uruguay

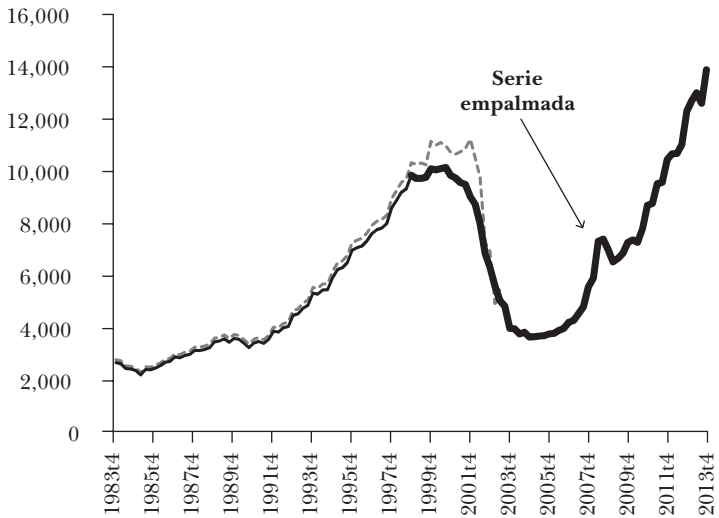
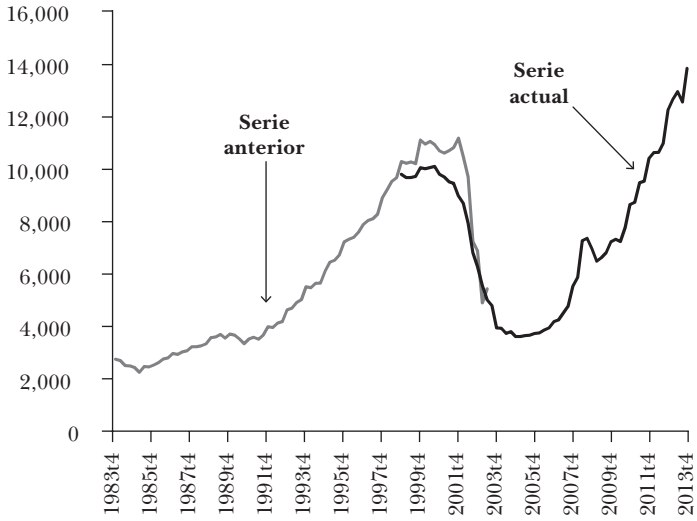
La Superintendencia de Servicios Financieros publica con periodicidad mensual el dato agregado de créditos brutos al sector privado. Esta serie contiene datos desde el año 1999. De acuerdo con las sugerencias del Comité de Supervisión Bancaria de Basilea (2010b), y dada las características del sector bancario uruguayo, esta serie surge como el mejor candidato por utilizar. Sin embargo, dada la necesidad de obtener una serie histórica más larga se optó por empalmar la serie antes descrita con los datos históricos provenientes de la fuente interna del Banco y que consolida los créditos al sector privado de los bancos públicos y privados.⁷ La gráfica 1 muestra ambas series. En general los datos son coherentes aunque no en forma exacta. Para realizar el empalme final se optó por mantener los valores de la serie pública y ajustar por diferencias la serie más antigua. En la gráfica de la derecha se presenta la serie final empalmada que será utilizada en el análisis.

La principal limitación de este procedimiento surge de la arbitrariedad del ajuste. La serie actual es una serie de uso público que ha pasado por un proceso de crítica y por ello los datos son utilizados sin modificación. La

⁷ Series del sistema Siste, números 7251, 7384, 7390. Dado que los datos se encuentran en miles de nuevos pesos se utilizó la serie de tipo de cambio número 182 para su transformación.

Gráfica 1

CRÉDITO AGREGADO AL SECTOR PRIVADO (millones de dólares)

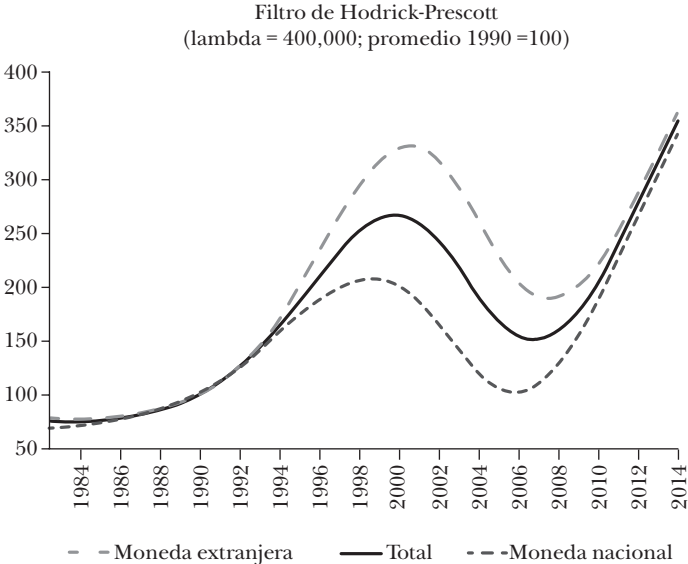


serie anterior es de la fuente interna y no ha soportado igual proceso de verificación.⁸ Por lo anterior se optó por ajustar esta serie para lograr un empalme compatible con la serie actual.

Una característica de la economía de Uruguay está dada por la concesión de créditos tanto en moneda nacional como en moneda extranjera. La gráfica 2 muestra la dinámica del componente de tendencia-ciclo de las series de crédito al sector privado por monedas y de la serie agregada. Como puede apreciarse, si bien los ciclos de las series por monedas han mostrado comportamientos diferenciados en la historia reciente de Uruguay, la serie agregada recoge de buena manera el comportamiento del componente tendencia-ciclo de las series desagregadas. Por lo tanto, parece razonable utilizar

Gráfica 2

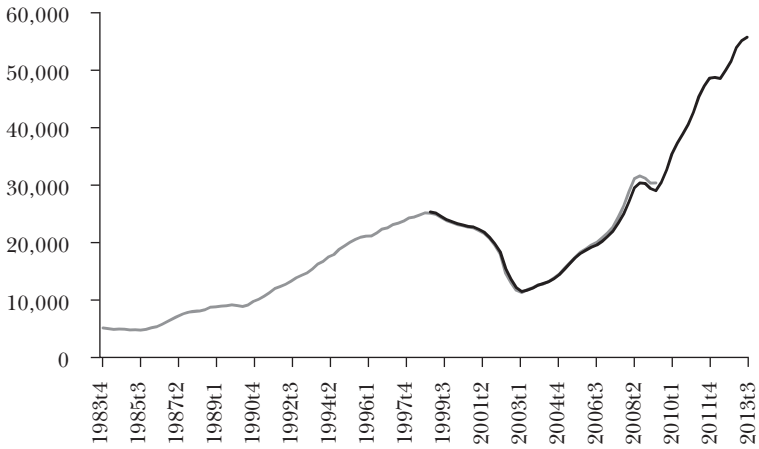
TENDENCIA-CICLO DEL CRÉDITO AL SECTOR PRIVADO POR MONEDAS



⁸ En particular, la información de los bancos de propiedad estatal es de baja calidad para los años anteriores a 1999.

Gráfica 3

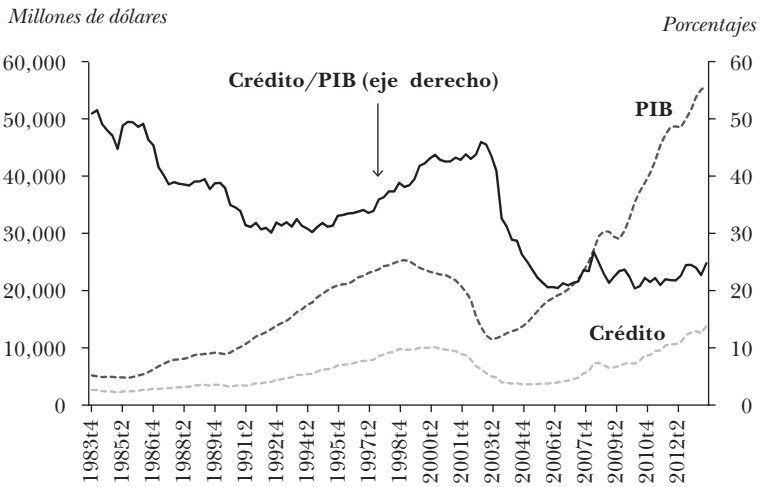
PRODUCTO INTERNO BRUTO
(millones de dólares)



Nota: serie empalmada del BCU.

Gráfica 4

CRÉDITO AGREGADO AL SECTOR PRIVADO Y PIB



la serie de crédito agregado como referencia principal, aunque complementada por el análisis de las series desagregadas, para la toma de decisiones por parte de las autoridades.

Para la serie de producto interno bruto se utilizaron series empalmadas provistas por el Banco Central del Uruguay (BCU). Las mismas se presentan en la gráfica 3.

La serie final de crédito agregado al sector privado sobre producto interno bruto se presenta en la gráfica 4.

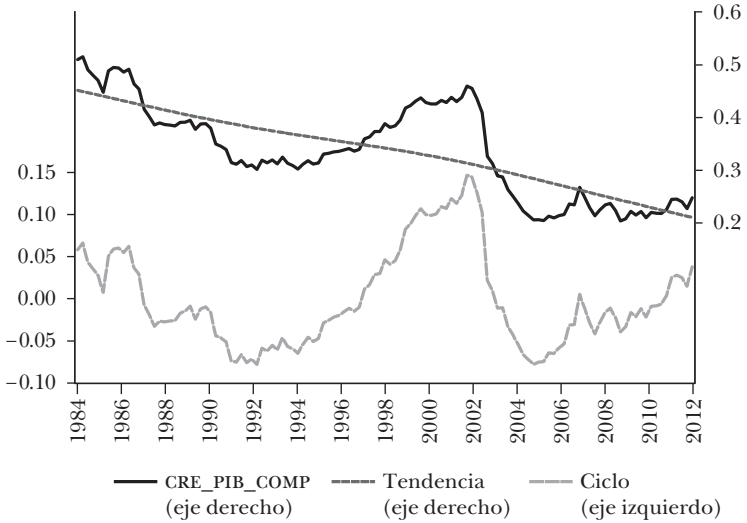
5.3 Construcción de la brecha del crédito a producto interno bruto

Con objetivo de seleccionar el indicador que se ajuste mejor a los episodios de riesgo sistémico del sistema financiero de Uruguay se evaluaron varias alternativas utilizando diferentes valores de ajuste del ciclo (el clásico valor λ de 1,600 y el propuesto de 400,000 para series financieras), la metodología propuesta por el Banco Nacional de Suiza y una media *ad hoc* del 35% para el coeficiente de crédito a producto como referencia fija (correspondiente al promedio de la serie histórica). Se analizaron los resultados y se evaluaron las capacidades de estos indicadores de alerta temprana para anticipar los problemas financieros ocurridos en 2002. La gráfica 5 resume los resultados de la aplicación del filtro de Hodrick-Prescott (1981) con $\lambda = 400,000$ (tanto para la serie empalmada como para la serie actual) y $\lambda = 1,600$ para la serie empalmada. La brecha estimada corresponde a la curva gris identificada como *Ciclo*. Como vemos, el resultado es muy sensible al parámetro λ y también a la extensión de los datos. Periodos en los que el coeficiente se encuentra por encima de la tendencia se corresponderían con periodos de fuerte crecimiento del crédito. En particular, el cálculo de la brecha con $\lambda = 400,000$ brinda resultados razonables, con un ciclo menos rugoso, y con la identificación clara del episodio de inestabilidad del 2002.

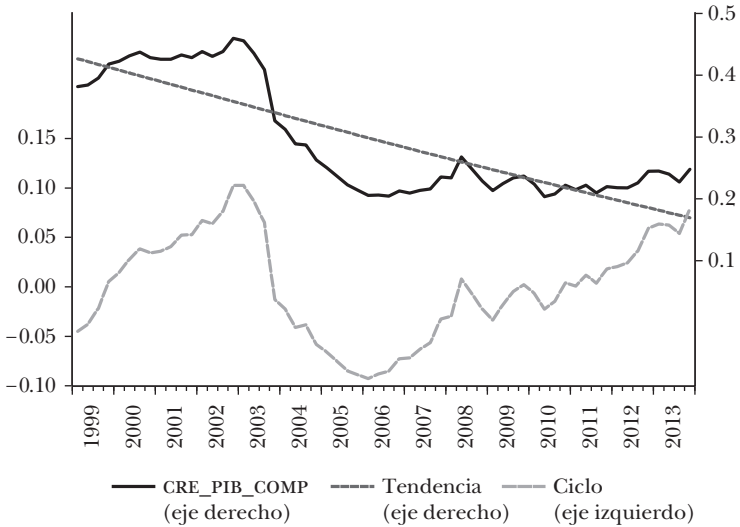
Gráfica 5

BRECHA DEL CRÉDITO SOBRE EL PRODUCTO INTERNO BRUTO (porcentajes del PIB)

FILTRO DE HODRICK-PRESCOTT (LAMBDA = 400,000)



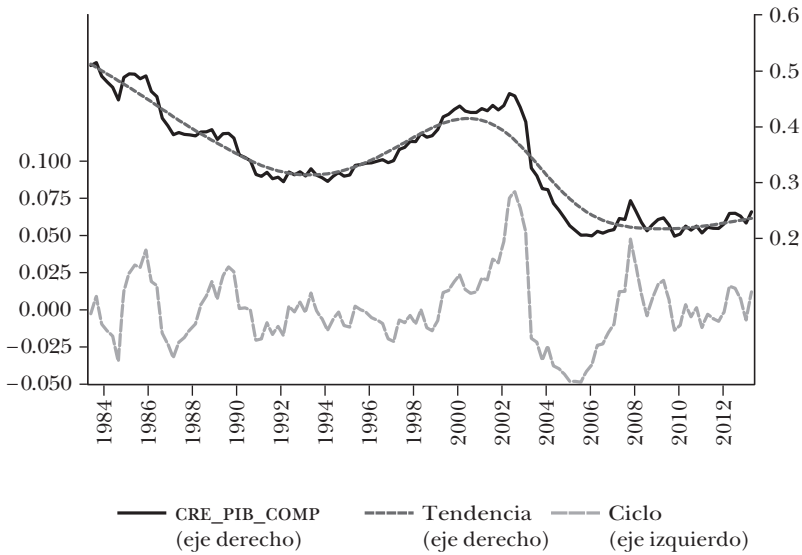
FILTRO DE HODRICK-PRESCOTT (LAMBDA=400,000)



Gráfica 5 (cont.)

BRECHA DE CRÉDITO SOBRE PRODUCTO (porcentajes del PIB)

FILTRO DE HODRICK-PRESCOTT (LAMBDA = 1,600)



5.4 Determinación del requerimiento de capital anticíclico

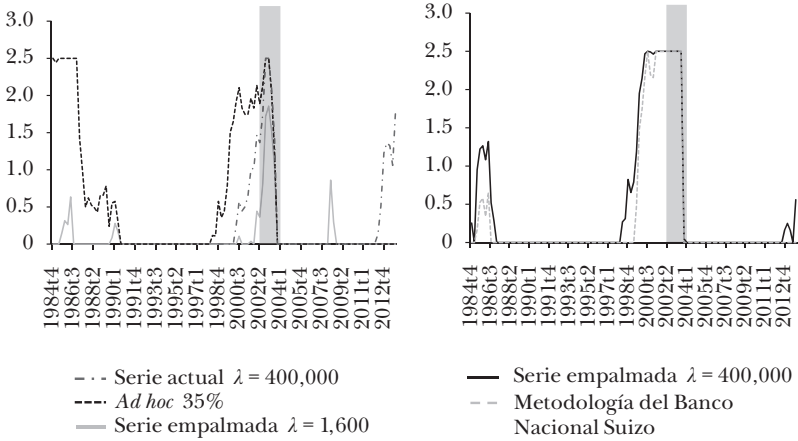
A efectos de comparar los resultados y extraer conclusiones sobre los indicadores por utilizar se calculó el requerimiento de capital anticíclico según los siguientes criterios:

- 1) De acuerdo con la metodología propuesta por el Comité de Supervisión Bancaria de Basilea (2010b), utilizando las tres series antes descritas:
 - a. Serie empalmada 1983t4-2013t4 con $\lambda = 400,000$.
 - b. Serie actual 1999t1-2013t4 con $\lambda = 400,000$.
 - c. Serie empalmada 1983t4-2013t4 con $\lambda = 1,600$.
- 2) Calculando la brecha sobre una tendencia *ad hoc* fija en 35%.

Gráfica 6

REQUERIMIENTO DE CAPITAL ANTICÍCLICO

(porcentajes)



3) De acuerdo con la metodología propuesta por el Banco Nacional Suizo (2014).

La gráfica 6 presenta los requerimientos de capital anticíclico resultado de los cinco casos descritos. La atención del análisis se centra en la capacidad de anticipación de la crisis de 2002 (marcada con una barra vertical) y en la emisión de falsas alarmas. Los cinco indicadores anticipan en cierta medida el periodo de inestabilidad. Sin embargo, para el caso de la serie de datos relativamente corta (desde 1999) con $\lambda = 400,000$ el colchón no alcanza el máximo sino hasta después del estallido de la crisis. En este sentido, la longitud de la serie resulta insuficiente ya que no logra anticipar con la antelación necesaria la formación del riesgo a los efectos de acumular reservas de capital. Adicionalmente, la brecha derivada de esta serie estaría indicando un aumento en el riesgo sistémico en la economía uruguaya en el presente, lo que no coincide con la valoración de la situación actual del sistema financiero en Uruguay. Por su

parte, la brecha calculada con la serie empalmada y $\lambda = 1,600$ identifica desvíos significativos en la crisis internacional de 2008 que coincide con tiempos de turbulencia en el entorno internacional, pero que no se correspondieron con periodos de inestabilidad financiera, por lo que constituyeron una falsa alarma. Además, su anticipación a los problemas financieros de 2002 es pobre. Por su parte, el criterio *ad hoc* de 35% como tendencia del coeficiente anticipa en forma adecuada la crisis de 2002 pero proporciona una fuerte falsa alarma en los primeros trimestres de datos, lo que pone en duda su eficiencia. El colchón que surge de utilizar $\lambda = 400,000$ para la serie empalmada, en cambio, parece proporcionar señales adecuadas en tiempo y magnitud en torno a la crisis de 2002 (ver panel derecho de la gráfica 6). Comienza a emitirse una señal cuatro años antes de la crisis, alcanzando el máximo requerimiento de capital anticíclico seis trimestres antes del estallido de la crisis. Finalmente, con el criterio propuesto por el Banco Nacional Suizo también se obtienen buenos resultados. El indicador comienza a emitir señales 10 trimestres antes de la crisis y alcanza el valor máximo 12 meses antes del inicio de la crisis (por construcción). Por otro lado, no proporciona ninguna falsa alarma en el periodo considerado. La principal desventaja de este enfoque es que se elaboró para anunciar crisis de la misma naturaleza y magnitud que la del 2002 pero no necesariamente episodios de inestabilidad en general. Su principal ventaja deriva de la facilidad y practicidad de cálculo.^{9,10}

⁹ El modelo estimado indica que el requerimiento debió haber sido activado a partir del segundo trimestre de 1998. En los hechos, la Circular 1613 del 29 de septiembre de 1998 incrementó el requerimiento de capital mínimo de las instituciones financieras del 8% al 10%. Esta medida puede asimilarse a la activación de un requerimiento de capital anticíclico ya que los elementos que la motivaron fueron el crecimiento excesivo del crédito en los cuatro años previos. De esta manera, se podría afirmar que un requerimiento de capital anticíclico guiado por los criterios de activación y desactivación mencionados hubiera funcionado de una forma similar a las medidas tomadas en 1998.

¹⁰ Drehmann y Tsatsaronis (2014) proponen utilizar la metodología

En síntesis, la serie empalmada y filtrada con el valor $\lambda = 400,000$ constituye el indicador más adecuado para utilizar como guía en la determinación del colchón anticíclico. Como complemento, se recomienda asimismo la utilización de la metodología propuesta por el Banco Nacional Suizo para una valoración más completa.

Drehman y Tsatsaronis (2014) argumentan a favor de la utilización de este indicador como guía para la determinación del requerimiento de capital anticíclico. Asimismo, desafían la crítica de Repullo y Saurina (2011)¹¹ al encontrar una correlación positiva o no significativa entre la brecha del crédito y el PIB en los periodos relevantes para la imposición del requerimiento de capital anticíclico, con lo cual este último tendría un efecto positivo para suavizar los ciclos financieros.

Para determinar la capacidad del indicador en el caso de la economía uruguaya realizamos la evaluación según los criterios propuestos por Drehmann y Juselius (2014): pertinencia temporal, estabilidad e interpretabilidad. Como vimos anteriormente, la brecha del crédito construida con base en la serie empalmada cumple con estas tres condiciones: 1) proporciona señales cuatro años antes del episodio de inestabilidad y alcanza el máximo del colchón por lo menos con un año de antelación, 2) la señal es estable y creciente a medida que se acerca el episodio de inestabilidad, y 3) su interpretación es directa dada la simplicidad de construcción del indicador y su directa conexión con los ciclos financieros y el funcionamiento del sistema financiero.

de AUC y ROC para evaluar los diferentes indicadores de alerta temprana. Sin embargo, como ellos mismos argumentan, estas metodologías presentan problemas en muestras pequeñas, ya que la evaluación estadística para un país en concreto es complicada dado el acotado número de crisis (en el caso de Uruguay los datos cubren sólo un episodio de crisis). Por tanto, no resulta aplicable en este caso.

¹¹ Repullo y Saurina (2011) argumentan que la brecha del crédito es anticíclica con el crecimiento del PIB y, por tanto, tendería a exacerbar en lugar de suavizar las fluctuaciones del PIB.

Sin embargo, algunas limitaciones que refieren a la construcción de la serie, y a la metodología del filtro, deben ser consideradas al momento de utilizar este indicador como guía. Primero, el problema del *punto final* de la serie que surge de la aplicación del filtro de Hodrick-Prescott (1981) es una debilidad de esta metodología y, por tanto, la estimación de la brecha para los últimos periodos está sujeta a una importante desviación estándar. Segundo, el problema de *punto de partida* de la serie: como argumentan Gersl y Seidel (2012), el cálculo de la tendencia puede depender significativamente en el punto de partida de la serie, especialmente en series cortas. Esta crítica aplica al caso uruguayo. Como se documentó antes, el resultado varía significativamente al utilizar la serie empalmada. Además, detectamos emisión de señales falsas en los primeros periodos, lo que puede estar condicionado por la falta de datos anteriores (en particular datos de la crisis de 1982). Drehmann *et al.* (2014) recomiendan utilizar series de al menos 10 años para minimizar este problema. Tercero, el filtro de Hodrick-Prescott es un filtro retrospectivo y por tanto calcula recursivamente a medida que se incorporan nuevos datos. Esto puede generar cambios en los resultados, que deberán ser analizados con mayor profundidad por el analista. Cuarto, el indicador más eficaz surge de la utilización de la serie de crédito sobre PIB empalmada. El empalme realizado es arbitrario y la serie anterior a 1999 no ha sido expuesta a un proceso de verificación como el de la serie pública actual.

5.5 Desactivación del requerimiento de capital anticíclico

El siguiente paso consiste en seleccionar los indicadores para informar sobre la desactivación del requerimiento de capital anticíclico. El Comité de Supervisión Bancaria de Basilea (2010b) propone los siguientes principios para identificar tales indicadores:

- 1) Cuando se computan pérdidas en el sistema bancario que ponen en riesgo la estabilidad del sistema.

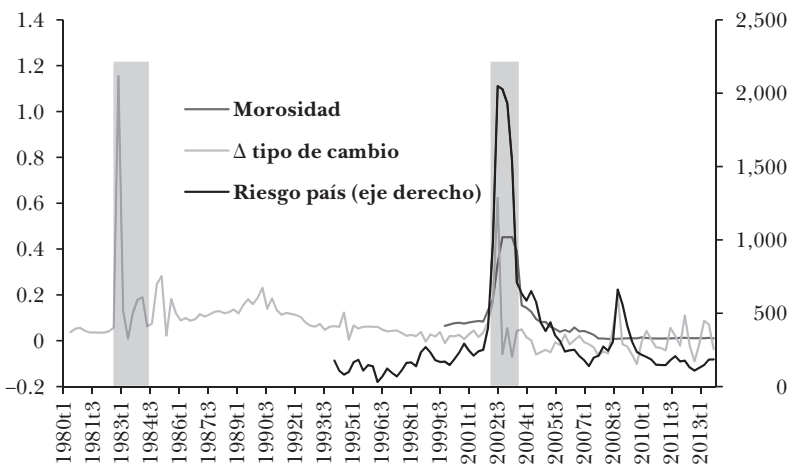
- 2) Cuando haya problemas en otros sectores o áreas dentro del sistema financiero que tengan el potencial de detener el normal flujo de créditos y que puedan amenazar la estabilidad del sistema financiero.

El Comité de Supervisión Bancaria de Basilea propone tres indicadores: ganancias antes de impuestos, diferenciales de crédito y diferenciales TED. Dadas las características del sistema financiero uruguayo y la disponibilidad de datos se proponen otros tres: la morosidad en el sistema bancario, el tipo de cambio y el riesgo país. Estos tres indicadores estuvieron muy vinculados a episodios de inestabilidad financiera en el pasado y resultan relevantes para la identificación de riesgo sistémico. La gráfica 7 presenta la evolución de las variables.

La evidencia histórica muestra que las tres series proporcionan señales adecuadas coincidentes con el periodo de inestabilidad. Por lo tanto, consignan de manera correcta el comienzo de la crisis y podrían vigilarse de modo conjunto para guiar la

Gráfica 7

INDICADORES PARA LA DESACTIVACIÓN DEL REQUERIMIENTO DE CAPITAL ANTICÍCLICO



decisión de desactivar el requerimiento de capital anticíclico. Otros indicadores sugeridos que podrían incorporarse refieren a las condiciones de crédito, aunque la disponibilidad actual de datos no es suficiente para evaluar la capacidad de estas series en la emisión de señales adecuadas. Asimismo, podrían incorporarse indicadores asociados a la calidad de la cartera de créditos, como por ejemplo la proporción que representan los créditos con las peores calificaciones de riesgo (créditos con calificaciones 3, 4 o 5).

Si bien es importante que el regulador utilice esta información para decidir la desactivación del requerimiento, también es importante que esté dispuesto a hacerlo con la mayor celeridad o incluso en forma inmediata una vez que los riesgos se han materializado. Al desactivar el requerimiento de capital anticíclico en forma inmediata las autoridades permiten a los bancos hacer uso del mismo a los efectos de cubrir las pérdidas ocasionadas en momentos de tensión, disminuyendo la necesidad de afectar los requerimientos mínimos u otros *colchones* de capital. De esta forma, la desactivación del requerimiento de capital anticíclico en forma inmediata ayuda a reducir el riesgo de que la oferta de crédito se vea muy restringida a causa de los requerimientos de capital y, por tanto, ayuda a que el sector bancario continúe desempeñando sus funciones en apoyo del resto de la economía.

En síntesis, la serie de la brecha del crédito agregado al sector privado sobre producto interno bruto empalmada desde 1984 y calculada utilizando un parámetro cumple con las principales características que buscamos en un indicador que permita guiar la toma de decisiones para la activación y el ajuste del requerimiento de capital anticíclico. Asimismo, logra salvar las principales críticas al indicador en tanto es relativamente estable, muestra buenas propiedades como indicador de alerta temprana (detecta la crisis y no emite falsas alarmas en el periodo considerado) y es de fácil medición y cálculo. No obstante lo anterior, es recomendable complementar su uso con otros indicadores, en particular los de la metodología propuesta por el Banco Nacional Suizo.

6. COMENTARIOS FINALES

En este artículo se analizan las principales características del requerimiento de capital anticíclico y se estudia su introducción en la regulación uruguaya, poniendo especial atención en sus complementariedades con otras herramientas regulatorias como lo son las previsiones estadísticas. Se concluye que el diseño y la introducción de un requerimiento de capital anticíclico de acuerdo con los principios de Basilea III complementarían las regulaciones vigentes por las siguientes razones: 1) introduce una dimensión dinámica, que depende de la fase del ciclo financiero, a los requerimientos estáticos de capital (ya sea el requerimiento mínimo como los *colchones* de capital establecidos por Basilea III); 2) las previsiones estadísticas, en su fórmula de cálculo actual, tienen una dimensión prudencial por institución mientras que el requerimiento de capital anticíclico tiene una dimensión prudencial para el sistema; 3) por definición, en el ciclo financiero las previsiones estadísticas hacen frente a las pérdidas esperadas mientras que el requerimiento de capital anticíclico hace frente a las pérdidas inesperadas; 4) a pesar de que no es su objetivo principal, el requerimiento de capital anticíclico actúa en forma más eficaz para frenar el crecimiento del crédito que las previsiones dinámicas, tal como se ha comprobado en la reciente crisis del sistema financiero de España e incluso en Uruguay hacia finales del decenio del dos mil.

Si bien la activación, el ajuste y la desactivación del requerimiento de capital anticíclico deben responder a la decisión discrecional de las autoridades regulatorias, estas decisiones también deberían estar guiadas por la mejor información. Para el caso de Uruguay, la serie de la brecha del crédito agregado al sector privado sobre el producto interno bruto empalmada desde 1984 y calculada utilizando un parámetro $\lambda = 400,000$ cumple con las principales características que se buscan en un indicador que guíe la toma de decisiones en cuanto al colchón de capital anticíclico. No obstante, es recomendable que dicho indicador de referencia se complemente con el análisis

de otros indicadores tanto por sector como para el total del sistema bancario.

Si bien la desactivación del requerimiento de capital anticíclico puede realizarse en forma gradual de acuerdo con la dinámica de los riesgos en el sistema, se debe incluir la posibilidad de una desactivación más acelerada o incluso inmediata. De esta forma, la desactivación del requerimiento de capital anticíclico en forma inmediata ayuda a reducir el riesgo de que la oferta de crédito se vea fuertemente restringida a causa de los requerimientos de capital y, por tanto, ayuda a que el sector bancario continúe efectuando sus funciones en apoyo al resto de la economía.

De esta manera, el diseño y la introducción de un requerimiento de capital anticíclico siguiendo los principios de Basilea III complementaría las regulaciones vigentes y ampliaría el conjunto de instrumentos necesarios para mitigar el riesgo sistémico en el sector bancario de Uruguay. Desde el punto de vista de la distribución institucional de responsabilidades para este requerimiento, al ser una herramienta de regulación prudencial, resulta evidente que debería aplicarlo la Superintendencia de Servicios Financieros. No obstante lo anterior, dada la naturaleza sistémica del riesgo al que está enfocado sería recomendable que las decisiones de activación, ajuste y desactivación consideren como insumo la visión de riesgo sistémico que emerge de los procesos de discusión en el marco del Comité de Estabilidad Financiera.

Bibliografía

- Banco Nacional Suizo (2014), *Implementing the Countercyclical Capital Buffer in Switzerland: Concretising the Swiss National Bank's Role*, comunicado de prensa, 13 de febrero.
- Comité de Supervisión Bancaria de Basilea (2010), *Countercyclical Capital Buffer Proposal*, documento de consulta, julio.
- BBVA Research (2011), *Dynamic Provisioning*, Working Paper, núm. 12/22, Economic Analysis, Madrid, 22 de octubre.
- Bergara, M., y J. Licandro (2000), *Regulación prudencial y ciclos de crédito: un enfoque microeconómico*, Documento de Trabajo, núm. 8, Banco Central del Uruguay.

- Borio, C., y P. Lowe (2002), “Assessing the Risk of Banking Crises”, *BIS Quarterly Review*, diciembre, p. 29-46.
- Buncic, D., y M. Melecky (2013), “Macroprudential Stress Testing of Credit Risk: A Practical Approach for Policy Makers”, *Journal of Financial Stability*, vol. 9, núm. 3, septiembre, pp. 347-370.
- Carvallo, O., A. Kasman, y S. Kontbay-Busun (2015), “The Latin American Bank Capital Buffers and Business Cycle: Are They Pro-cyclical?”, *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, vol. 36, mayo, pp. 148-160.
- Christensen, I., C. Meh, y K. Moran (2011), *Bank Leverage Regulation and Macroeconomic Dynamics*, Staff Working Papers, núm. 2011-32, diciembre, Banco de Canadá.
- Comité de Supervisión Bancaria de Basilea (2006), *Basel II: International Convergence of Capital Measurement and Capital Standards: A Revised Framework*, Banco de Pagos Internacionales.
- Comité de Supervisión Bancaria de Basilea (2010a), *Basilea III: Marco regulador global para reforzar los bancos y sistemas bancarios*, Banco de Pagos Internacionales.
- Comité de Supervisión Bancaria de Basilea (2010b), *Guidance for National Authorities Operating the Countercyclical Capital Buffer*, Banco de Pagos Internacionales.
- Comité Europeo de Supervisores Bancarios (2009), *Position Paper on a Countercyclical Capital Buffer*, julio.
- Davis, E., y D. Karim (2008), “Comparing Early Warning Systems for Banking Crises”, *Journal of Financial Stability*, vol. 4, núm. 2, junio, pp. 89-120.
- Dewatripont, M., y J. Tirole (2012), “Macroeconomic Shocks and Banking Regulation”, *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 44, suplemento 2, pp. 237-254.
- Drehmann, M., y M. Juselius (2013), *Evaluating Early Warning Indicators of Banking Crises: Satisfying Policy Requirements*, BIS Working Papers, núm. 421, agosto, Banco de Pagos Internacionales.
- Drehmann, M., y K. Tsatsaronis (2014), “The Credit-to-GDP Gap and Countercyclical Capital Buffers: Questions and Answers”, *BIS Quarterly Review*, marzo.
- Drehmann, M., C. Borio, L. Gambacorta, G. Jiménez, y C. Trucharte (2010), *Countercyclical Capital Buffers: Exploring Options*, BIS Working Papers, núm. 317, julio, Banco de Pagos Internacionales.
- Elekdag, S., y Y. Wu (2011), *Rapid Credit Growth: Boon or Boom-bust?*, IMF Working Paper, núm. 241.

- Fonseca, A., y F. González (2010), “How Bank Capital Buffers Vary across Countries. The Influence of Cost of Deposits, Market Power and Bank Regulation”, *Journal of Banking and Finance*, vol. 34, núm. 4, abril, pp. 892-902.
- García-Suaza, A., J. Gómez-González, A. Murcia, y F. Tenjo-Galarza (2012), “The Cyclical Behavior of Bank Capital Buffers in an Emerging Economy: Size Does not Matter”. *Economic Modeling*, vol. 29, núm. 5, septiembre, pp. 1612-1617.
- Gersl, Adam, y Jakub Seidler (2012), “Excessive Credit Growth and Countercyclical Capital Buffers in Basel III: An Empirical Evidence from Central and East European Countries”, University of Finance and Administration, *ACTA VŠFS*, vol. 6, núm. 2, pp. 91-107.
- Gersbach, H., y J. C. Rochet (2013), *Capital Regulation and Credit Fluctuations*, LSE.
- Gordy, M. B., y B. Howell (2006), “Procyclicality in Basel II: Can We Treat the Disease without Killing the Patient?”, *Journal of Financial Intermediation*, vol. 15, núm. 3, pp. 349-417.
- Hodrick, R., y E. Prescott (1981), *Post-war US Business Cycles: An Empirical Investigation*, Northwestern University Discussion Paper, núm. 451, mayo.
- Jokipii, T., y A. Milne (2008), “The Cyclical Behavior of European Bank Capital Buffers”, *Journal of Banking and Finance*, vol. 32, núm. 8, agosto, pp. 1440-1451.
- Kashyap, Anil K., y Jeremy C. Stein (2004), “Cyclical Implications of the Basel II Capital Standards”, Federal Reserve Bank of Chicago, *Economic Perspectives*, primer trimestre (1Q), pp. 18-31.
- Michael B. Gordy, y Bradley Howells (2006), “Procyclicality in Basel II: Can we treat the disease without killing the patient?”, *Journal of Financial Intermediation*, vol. 15, núm. 3, pp. 395-417.
- Repullo, R. (2013), “Cyclical Adjustment of Capital Requirements: A Simple Framework”, *Journal of Financial Intermediation*, vol. 22, núm. 4, octubre, pp. 608-626.
- Repullo, R., y J. Saurina (2011), *The Countercyclical Capital Buffer of Basel III: A Critical Assessment*, CEPR Discussion Paper, núm. DP8304.
- Repullo, R., J. Saurina, y C. Trucharte (2010), *Mitigating the Procyclicality of Basel II*, Documentos de Trabajo, núm. 1028, Banco de España.
- Repullo, R., y J. Suárez (2008), *The Procyclical Effects of Basel II*, CEPR Discussion Papers, núm. 6862.
- Wezel, T., J. A. Chan-Lau, y F. Columba, (2012), *Dynamic Loan Loss Provisioning: Simulations on Effectiveness and Guide to Implementation*, IMF Working Paper, núm. 110.

Comparación de la transmisión de choques de política monetaria en América Latina: Un panel VAR jerárquico

Premio de Banca Central Rodrigo Gómez 2015

Fernando J. Pérez Forero

Este documento evalúa y compara los efectos de los choques de política monetaria en los países latinoamericanos que han puesto en práctica el esquema de metas de inflación (Brasil, Chile, Colombia, México y Perú). Se estima un panel VAR jerárquico que permite utilizar los datos de manera eficiente y, al mismo tiempo, aprovechar la heterogeneidad entre países. Los choques monetarios se identifican con un procedimiento agnóstico que impone restricciones de cero y de signo. Encontramos un efecto de corto plazo real de la política monetaria sobre el producto (con un máximo alrededor de los 12 a 15 meses); una respuesta significativa de mediano plazo de los precios con la ausencia del llamado puzzle del precio y una respuesta en forma de joroba del tipo de cambio, es decir, evidencia débil del llamado puzzle de la sobreacción retrasada. Sin embargo, encontramos un cierto grado de heterogeneidad en los efectos y la propagación de los choques monetarios entre países. En particular, encontramos efectos más fuertes sobre el producto y los precios en Brasil y Perú con respecto a Chile, Colombia y México, y una reacción más fuerte del tipo de cambio en Brasil, Chile y Colombia en relación con México y Perú. Por último, se presenta la respuesta al impulso promedio ponderada después de un choque monetario, que es representativo de la región.

Boletín III, 2015

julio-septiembre



- ***Inclusión Financiera: implicaciones para los bancos centrales***
Aaron Mehrotra
James Yetman
- ***La supervisión microprudencial frente a la macroprudencial: funciones que tienen sentido sólo como parte de un régimen amplio de estabilidad financiera***
Paul Tucker
- ***Aplicación de las políticas macroprudencial y monetaria: el caso de dos comités***
Donald Kohn
- ***Política monetaria y política macroprudencial: diferentes y separadas***
Lars E. O. Svensson

Boletín IV, 2015

octubre-diciembre



- ***¿Cuándo es eficaz una política macroprudencial?***
Chris McDonald

- ***Gestión de riesgo reputacional en los bancos centrales***
Jill Vardy

- ***Inclusión financiera: un enfoque centrado en América Latina***
Era Dabla-Norris
Yixi Deng
Ana Ivanova
Izabella Karpowicz
Filis Unsal
Eva VanLeemput
Joyce Wong

MIEMBROS DEL CEMLA

Asociados

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

Colaboradores

Bancos centrales

Banca d'Italia	Deutsche Bundesbank (Alemania)
Banco de España	European Central Bank
Banco de Portugal	Federal Reserve System (Estados Unidos de América)
Bangko Sentral ng Pilipinas	Sveriges Riksbank (Suecia)
Bank of Canada	Swiss National Bank
Banque de France	

Otras instituciones

Banco Centroamericano de Integración Económica	Superintendencia de Bancos (República Dominicana)
Banco Latinoamericano de Comercio Exterior, S. A.	Superintendencia de Bancos de Guatemala
CAF-Banco de Desarrollo de América Latina	Superintendencia de Bancos de Panamá
Comisión Nacional de Bancos y Seguros (Honduras)	Superintendencia de Bancos y Seguros (Ecuador)
Deutscher Genossenschafts- und Raiffeisen-verband e.V.	Superintendencia del Sistema Financiero (El Salvador)
Fondo Latinoamericano de Reservas	Turks and Caicos Islands Financial Services Commission

CENTRO DE ESTUDIOS MONETARIOS LATINOAMERICANOS

Asociación Regional de Bancos Centrales

www.cemla.org

Monetaria

ISSN: 0185-1136