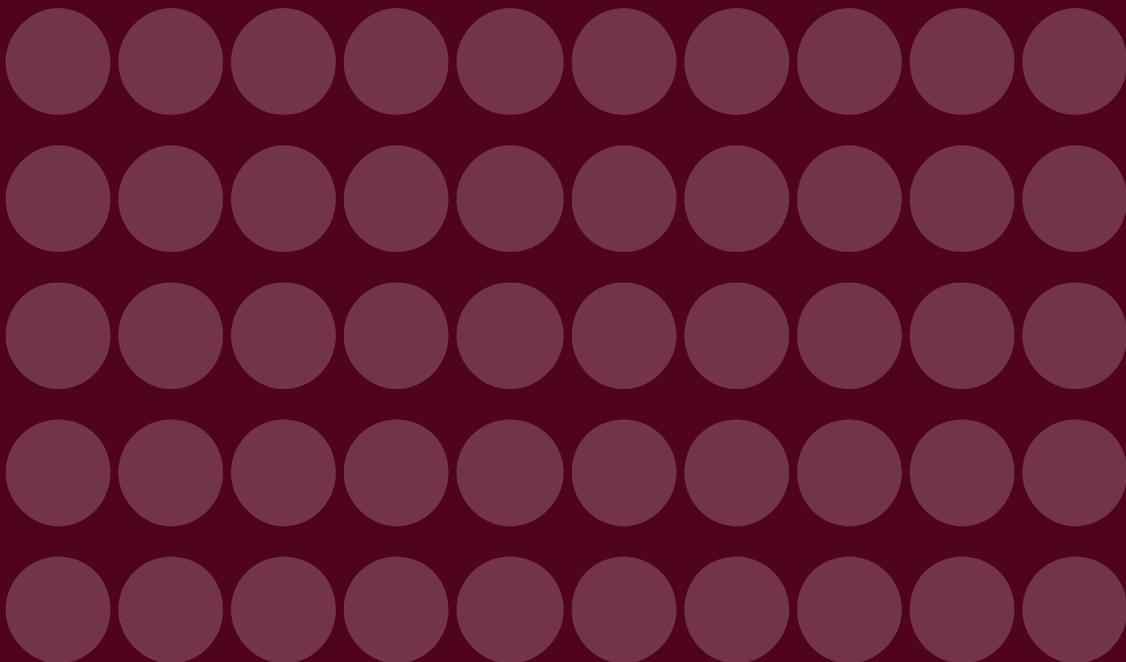


MONETARIA

Volumen XXXV, número 2

Julio-diciembre de 2013



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
Jorge Carrera, BANCO CENTRAL DE LA REPÚBLICA ARGENTINA
Iván Giner, BANCO CENTRAL DE VENEZUELA
Luis Herrera B., BANCO CENTRAL DE CHILE
Eduardo Lima, BANCO CENTRAL DO BRASIL
Alberto Ortiz, CEMLA
Jorge Hernán Toro Córdoba, BANCO DE LA REPÚBLICA, COLOMBIA
Alberto Torres, BANCO DE MÉXICO, *presidente del Comité Editorial*

Miembros no permanentes

Enrique Alberola Ila, BANCO DE ESPAÑA
Rafael Domenech, UNIVERSIDAD DE VALENCIA y BBVA RESEARCH (ESPAÑA)
Kevin Greenidge, CENTRAL BANK OF BARBADOS
Fausto Hernández Trillo, CENTRO DE INVESTIGACIÓN Y DOCENCIA ECONÓMICAS
(MÉXICO)
Gabriel Pérez del Peral, UNIVERSIDAD PANAMERICANA (MÉXICO)
Ana Cristina Sousa Leal, BANCO DE PORTUGAL

Comité Técnico

Isabel Horta Correia, BANCO DE PORTUGAL
Sergio Afonso Lago Alves, BANCO CENTRAL DO BRASIL
Omar Mendoza, BANCO CENTRAL DE VENEZUELA
María José Roa, CEMLA
Martín Tobal, CEMLA
Marco Vega, BANCO CENTRAL DE RESERVA DEL PERÚ

MONETARIA

Volumen XXXV, número 2, julio-diciembre de 2013

ÍNDICE

251

Brecha del producto y medidas de la tasa de interés neutral para Colombia

Andrés González

Sergio Ocampo

Julián Pérez

Diego Rodríguez

311

Estimación del traspaso del tipo de cambio a los precios en México

Josué Fernando Cortés Espada

345

Choques en el mercado de crédito, política monetaria y fluctuaciones económicas

Alberto Ortiz Bolaños

Monetaria es una revista académica publicada por el CEMLA. Constituye un foro internacional para la publicación de investigaciones originales sobre temas económicos de alto nivel, tanto en español como en inglés (se publican dos volúmenes). La revista cubre aspectos teóricos y empíricos, que se busca que influyan, de preferencia de manera conjunta, en el diseño de políticas públicas. Está disponible impresa y en versión electrónica <www.cemla.org>. Para someter artículos y ensayos se pueden dirigir a: <publicaciones@cemla.org>. Las opiniones expresadas en **Monetaria** son de los autores, y no necesariamente representan las del Centro, sus autoridades, el Comité Editorial, o las organizaciones a las cuales están afiliados los autores. El contenido de **Monetaria** no puede ser reproducido por ningún medio sin la autorización del editor. Su contenido está indexado en: EBSCO y Research Papers in Economics (RePec).

**Evaluación del efecto de la cartera vencida
en el crecimiento económico en las Bahamas**

*Alwyn Jordan
Carisma Tucker*

*Andrés González
Sergio Ocampo
Julián Pérez
Diego Rodríguez*

Brecha del producto y medidas de la tasa de interés neutral para Colombia

Resumen

En este documento se proponen tres medidas nuevas de la brecha del producto y de la tasa de interés real. En vez de basarnos exclusivamente en los filtros estadísticos, las medidas propuestas usan modelos

Facultad de Economía, Universidad de los Andes; Departamento de Economía, Universidad de Minnesota; Departamento de Inflación y Programación, Banco de la República, Colombia; y Departamento de Modelos Macroeconómicos, Banco de la República. Se presentó una versión anterior de este artículo como tesis de maestría en economía de la Pontificia Universidad Javeriana. Son muchos los que han contribuido para mejorar el contenido del presente artículo con sus sugerencias y debates; agradecemos especialmente a dos árbitros anónimos, a Hernando Vargas, Carlos Huertas, Adolfo Cobo, Andrés Giraldo, Christian Bustamante y Ángel Gutiérrez, y también a Ramón Hernández por su asistencia en la investigación. Sin duda, cualquier error remanente es responsabilidad exclusiva de los autores. Los resultados y opiniones expresados en este documento no comprometen en modo alguno al Banco de la República, a su Junta Directiva o al Banco Interamericano de Desarrollo. <a.gonzalez78@uniandes.edu.co>; <ocampo20@umn.edu>; <jperezam@banrep.gov.co>; <drodugu@banrep.gov.co>.

neokeynesianos semiestructurales, adaptados para una economía pequeña y abierta. Las medidas de la brecha del producto presentadas están en concordancia con trabajos anteriores para Colombia y registran todos los puntos de inflexión del ciclo económico de Colombia, siguiendo las mediciones de Alfonso et al., 2011. También están muy relacionadas con la inflación y preceden su movimiento en toda la muestra. La tasa de interés neutral computada indica que la postura de política monetaria ha sido en general anticíclica, pero no ha logrado anticipar los movimientos de la brecha del producto, o al menos no ha reaccionado con suficiente contundencia ante ellos.

Palabras clave: brecha del producto, modelo neokeynesiano, tasa de interés neutral.

Clasificación JEL: E23, E32, E43.

Abstract

Three new measures of the Colombian output gap and the real neutral interest rate are proposed. Instead of relying only on statistical filters, the proposed measures use semi-structural New Keynesian models, adapted for a small open economy. The output gap measures presented are in line with previous works for Colombia and capture all the turning points of the Colombian business cycle, as measured by Alfonso et al., 2011. They are also strongly correlated with inflation and precede its movements along the sample. The neutral interest rate computed indicates that the monetary policy stance has been overall countercyclical, but has failed to anticipate the output gap's movements, or at least react strongly enough to them.

Keywords: output gap, New Keynesian model, neutral interest rate.

JEL Classification: E23, E32, E43.

1. INTRODUCCIÓN

El comportamiento de la política monetaria requiere de información sobre el estado actual de la economía y de una medida de la postura monetaria. Esta información es fundamental para los responsables de políticas públicas aunque por su naturaleza es inobservable, y por lo tanto está sujeta a una gran incertidumbre, lo cual implica la necesidad de metodologías capaces de abordar ambas necesidades (Taylor, 1999, y Woodford, 2003a). Este documento emplea modelos neokeynesianos semiestructurales para obtener dicha información para la economía colombiana en el periodo 1994-2011.

Se resume el estado de la economía en la brecha del producto, definida como la diferencia entre el producto observado y el potencial, este último entendido como el nivel de actividad económica en ausencia de presiones inflacionarias. Por lo tanto la brecha del producto es un indicador de las presiones inflacionarias y de la dinámica de demanda agregada.

La postura de política monetaria se mide por la diferencia entre la tasa de interés real y la tasa de interés neutral (Blinder, 1999), definida como un nivel de la tasa de interés en el cual la autoridad monetaria no ejerce influencia alguna sobre el comportamiento de la demanda agregada, en otras palabras: “Cualquier tasa de interés real mayor constituye *restricción de dinero*, lo cual a la postre implicará una inflación en descenso; y cualquier tasa real inferior es *dinero abundante* y es una señal de un eventual aumento de la inflación” (Blinder, 1999, pp. 33). Cabe señalar que la tasa neutral no es igual a la tasa natural, ya que esta última es “la tasa real de interés requerida para mantener una demanda agregada igual en todo momento a la tasa natural del producto” (Woodford, 2003a, pp. 248). La tasa natural se interpreta como un nivel deseable de la tasa de interés real, mientras que la tasa neutral sólo indica el efecto de la tasa de interés real sobre la brecha del producto.

La brecha del producto y la tasa de interés neutral deben inferirse a partir de la información macroeconómica disponible. Las técnicas para inferir la brecha del producto dependen del

uso de herramientas estadísticas tales como filtros, VAR, modelos de factores, entre otros, que permiten la descomposición del producto en su componente de tendencia (asociado con el producto potencial) y en su componente cíclico (asociado con la brecha del producto).¹ La tasa de interés neutral es más difícil de extraer porque su valor no está necesariamente relacionado con una tendencia o con un componente suave de la tasa de interés real; además, esta última variable es también inobservable, ya que depende de las expectativas de inflación de los agentes.

A fin de estimar conjuntamente las variables deseables, es necesario abordar las relaciones estructurales entre ellas y las otras variables como la tasa de inflación, así como las variables que afectan a una economía pequeña y abierta, como el tipo de cambio real, la tasa de interés en el exterior, etcétera. Debido a esto, expandimos un modelo estadístico, el modelo de tendencia local lineal, con un modelo neokeynesiano adaptado para una economía pequeña y abierta. Se consideran tres especificaciones alternativas del modelo, las cuales difieren en la manera en la cual se forman las expectativas. Esto se hace para presentar medidas diferentes de la brecha del producto y de la postura monetaria y al mismo tiempo para reconocer la falta de consenso en la bibliografía sobre la manera en la cual deberían moldearse las expectativas.² Cabe señalar que, si bien el uso de distintos modelos ayuda a dar cuenta de la variabilidad en la medición debido a la especificación del modelo, no hay intenciones de abordar (ni de resolver) la incertidumbre inherente del modelo a la cual está sujeta la medición de estas variables (Orphanides y Williams, 2002).

¹ La mayoría de estas técnicas implican resultados indeseados sobre las relaciones del componente permanente con el transitorio del producto, convirtiéndolos en completamente correlacionados u ortogonales, dependiendo del método (Canova, 2007, cap. 3).

² Por ejemplo Rudebusch y Svensson (1999) argumentan a favor del uso de expectativas retrospectivas, Woodford (2003b) a favor de las expectativas prospectivas y Galí y Gertler (1999) a favor de las expectativas híbridas.

En la primera especificación del modelo, se supone que al formar expectativas los agentes siguen reglas predeterminadas. Estas reglas son una función de los valores actuales y rezagados de la variable sobre la cual se forma la expectativa. De esta manera, el modelo tiene una representación directa del espacio de estados y la brecha del producto puede extraerse mediante el filtro de Kalman. En la segunda y tercera especificaciones, se supone que los agentes tienen expectativas racionales con respecto al futuro, tomando en cuenta toda la información disponible. A fin de extraer la brecha del producto, es necesario computar la solución para el equilibrio de las expectativas racionales de los modelos y así poder posteriormente formular la representación de espacio de estados.

El enfoque adoptado aquí es similar al de un trabajo anterior de Echavarría *et al.* (2007) y al de Berg *et al.* (2006), y busca complementar la bibliografía ya existente para Colombia, destacando los trabajos de González *et al.* (2011), Torres (2007), Rodríguez *et al.* (2006), Gómez y Julio (1998) y Cobo (2004), entre muchos otros. También está estrechamente ligado a distintos artículos que buscan estimar de manera conjunta la dinámica de la brecha del producto y de la tasa de interés natural. Es el caso de los trabajos de Laubach y Williams (2003), Garnier y Wilhelmsen (2009), Mesonnier y Renne (2007) y Castillo *et al.* (2006).

La sección 2 aborda la descripción de los modelos. Los mismos se estimaron con datos de Colombia y estos son descritos en las secciones 3 y 4. Posteriormente son empleados para extraer medidas de brecha del producto para Colombia; este tema se aborda en la sección 5. Finalmente, los resultados para los cálculos de la tasa de interés neutral se presentan en la sección 6.

2. MODELOS

Se emplean tres modelos para extraer información sobre la brecha del producto y la tasa de interés neutral para Colombia en el periodo 1994-2011. Todos los modelos se construyeron sobre

un modelo de tendencia lineal local, introduciendo la tasa de interés neutral, y una definición más elaborada de la brecha del producto, usando un modelo neokeynesiano semiestructural para una economía abierta y pequeña. Los modelos difieren en la manera en la cual se definen las expectativas. Uno de los modelos tiene expectativas retrospectivas, otro tiene expectativas prospectivas y en el último las expectativas se forman de manera híbrida, tomando en cuenta los valores retrospectivos y prospectivos de las variables.

La motivación para estos modelos es dual. En primer lugar, dan estructura económica a la brecha del producto e introducen la noción de una tasa de interés neutral, en contraste con el uso de un modelo puramente estadístico. Esto permite extraer información de otras series, además del PIB, al computar la brecha del producto e inferir la dinámica de la tasa neutral. La misma estrategia fue empleada por González *et al.* (2011) para computar una medida de la tasa de interés natural colombiana, mostrando las diferencias entre los modelos puramente estadísticos y los macroeconómicos. Segundo, como hay cierto grado de incertidumbre en torno a los mecanismos por los cuales los agentes forman sus expectativas inflacionarias, consideramos necesario presentar distintas medidas de la brecha del producto y de la tasa natural de interés usando distintos enfoques con respecto a las expectativas de los agentes, en línea con la bibliografía previa sobre los modelos neokeynesianos.

El resto de esta sección presenta las características principales de cada modelo; el apéndice A contiene el conjunto completo de ecuaciones.

2.1 Modelo de tendencia lineal local

Se usará el modelo lineal local como base para los modelos macroeconómicos más elaborados que se muestran a continuación. Es un modelo puramente estadístico que descompone el producto (y) en un componente de tendencia con una deriva estocástica (\bar{y}_t) y en la brecha del producto (\tilde{y}_t).

La brecha del producto está dada por:

$$1 \quad \tilde{y}_t = y_t - \bar{y}_t.$$

Se supone que el componente de tendencia del producto sigue un paseo aleatorio con una deriva estocástica:

$$2 \quad \bar{y}_t = \bar{y}_{t-1} + g_t + \varepsilon_t^y.$$

La deriva (g_t) es la tasa de crecimiento del componente de tendencia del producto y está dada por:

$$3 \quad g_t = (1 - \tau)\bar{g}_{ss} + \tau g_{t-1} + \varepsilon_t^g,$$

tanto ε_t^y como ε_t^g son perturbaciones gaussianas i.i.d. Las varianzas de choques (σ_y^2, σ_g^2) y τ son parámetros por estimar.

Cabe destacar que ε_t^y y ε_t^g representan los choques permanentes a nivel del producto potencial, ofreciendo una explicación para los movimientos en estas variables. Esta característica permite el uso de datos a nivel del PIB cuando se estima la brecha del producto. Sin embargo, el modelo lineal local no ofrece estructura económica para la brecha del producto, y no incluye a otras variables, también relevantes para la política monetaria. Debido a esto, este modelo se complementa con relaciones económicas estructurales tal como se describe en los modelos siguientes.

2.1 Modelo semiestructural retrospectivo

El modelo consiste en las ecuaciones 1, 2 y 3, una curva de IS, una curva de Phillips, una condición de paridad de intereses sin cobertura (PDI), y ecuaciones para la dinámica de la tasa de interés real y del tipo de cambio real.

La curva de IS está dada por:

$$4 \quad \tilde{y}_t = \beta_1 \tilde{y}_{t-1} - \beta_2 (r_{t-1} - \bar{r}_{t-1}) + \beta_3 \tilde{q}_{t-1} + z_t^y.$$

Según esta representación, la brecha del producto depende

de su valor pasado, de la brecha de la tasa de interés real (siendo \bar{r}_t la tasa neutral de interés), de la brecha del tipo de cambio real (\tilde{q}_t) y de una variable exógena z_t^y que representa los efectos de los choques de demanda (ε_t^y) en la curva de IS. Se supone que z_t^y sigue un proceso AR(1):

$$5 \quad z_t^y = \rho_y z_{t-1}^y + \varepsilon_t^y.$$

Cabe señalar que cuando la tasa de interés real r_t es igual a \bar{r}_t se cancela el término de la curva de IS que incluye a la tasa de interés; de este modo se elimina el efecto de la tasa de interés real sobre la brecha del producto. Es por esto que la variable \bar{r}_t se toma como la tasa de interés neutral.

La curva de Phillips para la tasa de inflación trimestral anualizada está dada por:

$$6 \quad \pi_t = \pi_{t+1|t}^e + \lambda_2 \tilde{y}_{t-1} + \lambda_3 (q_t - q_{t-1}) + z_t^\pi,$$

donde $\pi_{t+1|t}^e$ denota el periodo de expectativas t sobre el periodo de inflación $t+1$, q_t es el nivel real del tipo de cambio, y z_t^π es una variable exógena que representa los efectos de los choques de oferta (ε_t^π) sobre la curva de Phillips. Como anteriormente, se supone que z_t^π sigue un proceso AR(1):

$$7 \quad z_t^\pi = \rho_\pi z_{t-1}^\pi + \varepsilon_t^\pi.$$

Las expectativas inflacionarias se definen como un promedio entre la meta de inflación ($\bar{\pi}$) y la inflación anual rezagada ($\pi_{4,t-1}$), esto es:

$$8 \quad \pi_{t+1|t}^e = \lambda_1 \bar{\pi} + (1 - \lambda_1) \pi_{4,t-1},$$

En cuanto a la inflación anual ($\pi_{4,t}$), se desprende de la definición de π_t que:

$$9 \quad \pi_{4,t} = \frac{1}{4} (\pi_t + \pi_{t-1} + \pi_{t-2} + \pi_{t-3}),$$

donde π_t es el cambio de precios de un periodo a otro periodo.

El modelo se complementa con tres conjuntos de ecuaciones que caracterizan la dinámica de la tasa de interés real, la tasa de interés real externa y el tipo de cambio real.

La tasa de interés real debe satisfacer dos ecuaciones. La ecuación 10 de Fisher, y una condición de paridad sin cobertura de intereses 11:

$$10 \quad r_t = i_t - \pi_{t+1}^e,$$

$$11 \quad r_t - r_t^* = (\bar{r}_t - \bar{r}_t^*) + 4(q_{t+1}^e - q_t) + \varepsilon_t^r,$$

donde r_t^* es la tasa de interés real en el exterior, \bar{r}_t^* su valor neutral en un periodo t , y q_{t+1}^e es el valor esperado en un periodo siguiente del tipo de cambio real. ε_t^r es un choque que afecta la PDI.

Se supone que la tasa de interés neutral sigue un proceso AR(1); esto significa que es un factor exógeno para el modelo; sin embargo, su valor puede extraerse a partir del modelo, ya que la relación entre la tasa neutral y otras variables está definida por la curva de IS 4, y la condición PDI 11. Ya que todas las ecuaciones operan de manera simultánea en el equilibrio, el valor de la tasa neutral depende implícitamente de la tasa de interés externa, del tipo de cambio real y del estado general de la economía.³

$$12 \quad \bar{r}_t = \rho_r \bar{r}_{t-1} + (1 - \rho_r) \bar{r}_{ss} + \varepsilon_t^{\bar{r}}.$$

La brecha del tipo de cambio real se define entre su valor

³ No se incluye explícitamente la relación entre la tasa de interés neutral y la tasa de crecimiento del producto potencial (g_t) como lo hacen Laubach y Williams (2003), Mesonnier y Renne (2007) y Echavarría *et al.* (2007). Sin embargo, se realizó un ejercicio adicional modificando la definición de la tasa de interés neutral. La tasa de crecimiento del producto potencial recuperado fue muy estable e implicó pequeños cambios sobre la tasa neutral con respecto a los resultados presentados en la sección 5.

realizable y su valor de tendencia:

$$13 \quad \tilde{q}_t = q_t - \bar{q}_t,$$

se supone que su tendencia sigue un paseo aleatorio:

$$14 \quad \bar{q}_t = \bar{q}_{t-1} + \varepsilon_t^q$$

y se supone que el tipo de cambio real esperado será un promedio entre la tendencia y el valor rezagado del tipo de cambio:

$$15 \quad q_{t+1|t}^e = \varphi \bar{q}_t + (1 - \varphi) q_{t-1}.$$

Finalmente, la tasa de interés nominal responde a una regla de Taylor contemporánea⁴ y el intercepto de la regla está dado por la tasa de interés neutral más la meta de inflación, siguiendo a Taylor (1993) y a Woodford (2003a), y se supone que la tasa de interés neutral externa y la brecha de la tasa de interés externa evolucionan exógenamente siguiendo los procesos AR(1):

$$16 \quad i_t = \gamma_1 i_{t-1} + (1 - \gamma_1) \left((\bar{r}_t + \bar{\pi}) + \gamma_2 (\pi_{4,t} - \bar{\pi}) + \gamma_3 \tilde{y}_t \right) + \varepsilon_t^i,$$

$$17 \quad \bar{r}_t^* = \rho_{r^*} \bar{r}_{t-1}^* + (1 - \rho_{r^*}) \bar{r}_{ss}^* + \varepsilon_t^{r^*},$$

$$18 \quad r_t^* - \bar{r}_t^* = \kappa (r_{t-1}^* - \bar{r}_{t-1}^*) + \varepsilon_t^{r^*}.$$

Todas las variables ε^j , con $j \in \{y, \pi, r, q, \bar{r}, \bar{r}^*, r^*\}$, se supone que son perturbaciones gaussianas i.i.d. con media cero y varianza constante.

⁴ Como en Laubach y Williams (2003) y en Mesonnier y Renne (2007), el equilibrio se define en ausencia de la regla de Taylor, y la tasa de interés nominal puede considerarse como una variable exógena. La regla de Taylor se incluye para su comparación con los modelos de expectativas racionales, donde desempeña un papel fundamental para la determinación del equilibrio (ver Taylor, 1999, y Woodford, 2003a).

2.3 Modelo semiestructural híbrido

El segundo modelo se construye sobre el modelo de expectativas adaptativas y difiere del mismo en la manera en la cual se forman las expectativas de inflación y de tipo de cambio real, como así también en la dinámica de la tasa de interés nominal, para la cual es ahora posible asumir una regla de Taylor prospectiva. Además, se introduce un componente prospectivo a la curva de IS.

La curva de IS 4 se modifica y está dada por:

$$19 \quad \tilde{y}_t = \beta_1 \tilde{y}_{t-1} - \beta_2 (r_{t-1} - \bar{r}_{t-1}) + \beta_3 \tilde{q}_{t-1} + \beta_4 E_t \{ \tilde{y}_{t+1} \} + z_t^y .$$

También se modifican las expectativas de inflación 8 y ahora están dadas por el promedio entre la inflación anual esperada y rezagada:

$$20 \quad \pi_{t+1|t}^e = \lambda_1 E_t \{ \pi_{4,t+4} \} + (1 - \lambda_1) \pi_{4,t-1} .$$

También se modifica la formulación de las expectativas del tipo de cambio, y es el promedio entre el tipo de cambio esperado y rezagado. La importancia relativa de cada componente está dada por el parámetro φ . La ecuación que caracteriza a estas expectativas es:

$$21 \quad q_{t|t+1}^e = \varphi E_t \{ q_{t+1} \} + (1 - \varphi) q_{t-1} .$$

La ecuación de Fisher 10 se define en términos de la inflación esperada correspondiente a las expectativas racionales:

$$22 \quad r_t = i_t - E_t \{ \pi_{t+1} \} .$$

Finalmente, la regla de Taylor se modifica para incluir el valor de la inflación esperado para los cuatro periodos, teniendo en cuenta el efecto rezagado de la política monetaria:

$$23 \quad i_t = \gamma_1 i_{t-1} + (1 - \gamma_1) \left((\bar{r}_t + \bar{\pi}) + \gamma_2 E_t (\pi_{4,t+4} - \bar{\pi}) + \gamma_3 \tilde{y}_t \right) + \varepsilon_t^i .$$

2.4 Modelo semiestructural prospectivo

El último modelo puede representarse como un caso especial del modelo híbrido, restringido para que la curva de IS (ecuación 19), las expectativas de inflación (ecuación 20) y las expectativas del tipo de cambio (ecuación 21) sean sólo prospectivas. Esto implica restringir los parámetros para que $\beta_1 = 0$, $\lambda_1 = 1$ y $\varphi = 1$.

3. DATOS

Se usa un conjunto de variables macroeconómicas para el proceso de estimación y filtrado. Todas las variables se emplean en frecuencia trimestral con una muestra que abarca desde el primer trimestre de 1994 al último de 2011; así, la muestra tiene 72 observaciones.

Las series usadas son el logaritmo natural del PIB ajustado estacionalmente, la inflación total (ajustada estacionalmente) del IPC, y la tasa de interés nominal, tomada como la tasa promedio de los certificados de depósito a plazo de 90 días (CDT). En cuanto a las variables externas, la tasa de interés real se toma como la tasa de depósito a plazo de 90 días de Estados Unidos,⁵ y el tipo de cambio real corresponde al tipo de cambio bilateral entre Colombia y Estados Unidos, computado con el tipo de cambio bilateral nominal y los índices IPC para ambos países (incluidos todos los rubros).

Cabe destacar dos aspectos. El primero es que, como en Mesonnier y Renne (2007), la tasa de interés real se computa dentro del modelo, de una manera congruente con las expectativas de inflación de los modelos. La segunda es que la economía colombiana experimentó un periodo de desinflación en la primera década del milenio, con una meta de inflación decreciente. Ya que estos modelos toman las series nominales como estacionarias, debemos trabajar con la inflación interna

⁵ La tasa real se computa *ex post* con la inflación del IPC de Estados Unidos, el IPC ajustado estacionalmente y con todos los rubros incluidos.

y las series de tasa de interés nominal relativas a la meta de inflación; esto elimina la tendencia a partir de las series y las hace compatibles con las definiciones de los modelos. Se realizaron dos ejercicios paralelos que incorporaron un meta de inflación variable con el tiempo, asumiendo AR(1) y una dinámica de paseo aleatorio; los resultados son robustos con estos cambios.

4. PARAMETRIZACIÓN

Los parámetros se dividen en dos conjuntos. Uno es fijo y está compuesto principalmente por aquellos parámetros en estado estacionario, mientras que el otro debe ser estimado. La estimación se realiza mediante técnicas bayesianas.

4.1 Parámetros fijos

Los parámetros que determinan los valores a largo plazo en los modelos son fijos según las características de los datos colombianos. La tasa a largo plazo de crecimiento del producto se fija a un 4% en términos anuales ($\bar{g}_{ss} = 0.04$). La meta de inflación se fija en un 3% ($\bar{\pi} = 0.03$) en concordancia con el punto medio de la banda meta de inflación a largo plazo del Banco de la República. Como Colombia es una economía pequeña y abierta, su tasa de interés real está dada por la tasa de interés externa, y por lo tanto la tasa real de interés nacional y externa se fija en un 2.5% en el estado estacionario ($\bar{r}_{ss} = \bar{r}_{ss}^* = 0.025$). Este hecho junto con la falta de deriva en el proceso de tipo de cambio de equilibrio implica que no hay depreciación en el estado estacionario.

4.2 Estimación

Los parámetros que no son fijos se estiman por medio de técnicas bayesianas, combinando información previa con la función de verosimilitud del modelo (computada con el filtro de Kalman). Estas técnicas han sido aplicadas con gran éxito para la estimación de modelos de equilibrio general dinámico

estocástico en la bibliografía (por ejemplo, en Smets y Wouters, 2007), y, como señalan An y Schorfheide (2007), tienen muchas ventajas al abordar series cortas de tiempo y asuntos de identificación (comunes en los modelos semiestructurales); también proporcionan un parámetro natural de comparación para cotejar modelos (la verosimilitud marginal del modelo).

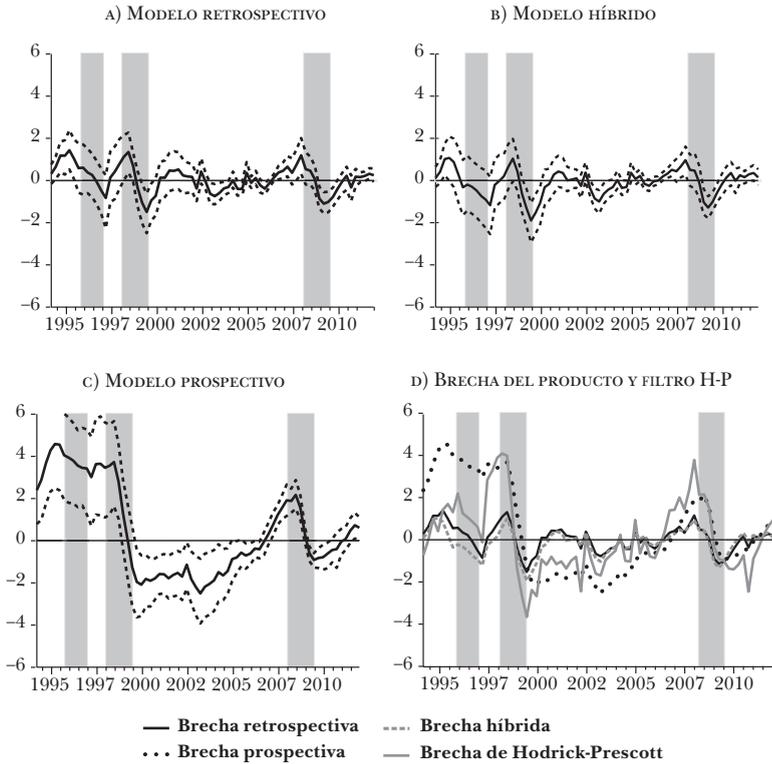
Se usan dos cadenas de 100,000 muestreos cuando se computan las distribuciones posteriores de los parámetros. Hay tres tipos de distribuciones previas usadas. Para los parámetros limitados (entre cero y uno), se usa una distribución beta; la media se fija en el punto medio del intervalo. Para los parámetros ilimitados, se usa una distribución gamma, y la media se fija en 0.3 de acuerdo con las estimaciones previas de los modelos semiestructurales. Finalmente las varianzas de choques están asociadas con una distribución previa gamma inversa. El apéndice B resume las distribuciones previas usadas por la estimación de los modelos.

Los resultados del proceso de estimación se presentan en los apéndices C, D y E respectivamente. La estimación se realizó usando el software Dynare (Adjemian *et al.*, 2011).

5. LA BRECHA DEL PRODUCTO

Luego de la estimación, los parámetros se fijan en sus valores de modo posterior. Entonces cada modelo se usa para extraer la brecha del producto a partir de los datos. La medida de brecha del producto que se propone, se obtiene con el moderador de Kalman para la variable \tilde{y} en cada modelo. Ya que el filtro de Hodrick-Prescott (de aquí en adelante el filtro HP) puede representarse como un caso especial del modelo de tendencia lineal local, se usa como un parámetro comparativo para los resultados (ver Harvey y Jaeger, 1993, y Canova, 2007). La gráfica 1d presenta los resultados para este ejercicio. Los paneles 1a, 1b y 1c muestran la brecha del producto obtenida a partir de cada modelo con su respectiva región de densidad posterior superior (HPD) al 90%. Esta región representa la incertidumbre en las estimaciones de parámetros. Las áreas grises

MEDIDAS DE LA BRECHA DEL PRODUCTO



Brecha del producto dada por los modelos retrospectivo, híbrido y prospectivo (regiones HPD al 90%), y el componente cíclico del producto obtenido a partir del filtro de Hodrick-Prescott con $\lambda = 1,600$. Las zonas grises corresponden a los períodos del punto máximo al mínimo del ciclo económico colombiano, según Alfonso *et al.* (2011). Las series son trimestrales para el período 1994-2011. Los cálculos se realizaron utilizando Dynare.

corresponden a los períodos desde un pico hasta la reanudación del crecimiento en el ciclo económico de Colombia según Alfonso *et al.* (2011).

Existe una diferencia clara entre la habilidad del modelo prospectivo (panel 1c) para registrar la dinámica de la brecha del producto, y los otros dos modelos. Aun con la HPD al 90%,

el modelo prospectivo es capaz de consignar el auge experimentado en Colombia en los años noventa, la recesión posterior y que esto afectó a gran parte de la primera década del siglo y el último ciclo (el auge 2006-2007 y la crisis financiera internacional de 2008).

El panel Id presenta las medidas de la brecha del producto y el filtro de Hodrick-Prescott para el PIB colombiano. Cabe señalar que, si bien las tres medidas se mueven de manera correlacionada, no son iguales, lo cual demuestra que los modelos económicos tienen información adicional cuando se los compara con el filtro estadístico.

Las diferencias más notorias están en los periodos 1994-1996, 2000-2004 y 2006-2009. En el primer periodo, el modelo prospectivo presenta una brecha del producto más alta (positiva) que la de los otros modelos (uniendo el filtro HP sólo hasta 1997). En el segundo periodo, los modelos retrospectivo e híbrido identifican una brecha del producto cerrada mientras que el filtro HP y el modelo prospectivo siguen mostrando un componente cíclico negativo. En el segundo periodo, estos modelos, en especial el retrospectivo, no logran reconocer un gran incremento en la brecha del producto, en contraste con el modelo prospectivo y con el filtro HP que identifican un fuerte ciclo positivo.

Además de las diferencias entre las medidas propuestas para la brecha del producto y las dadas para el filtro HP, existen también diferencias entre estas medidas y el consenso entre los expertos. Según ellos, la brecha debería haber sido positiva al comienzo de la muestra (como en el modelo prospectivo) y más negativa en la recesión 1998-1999. El modelo no logró reproducir estos hechos por dos razones. Primero, el filtro de Kalman se inicia en un punto arbitrario, el cual no refleja necesariamente el valor real de los estados. En el ejercicio previo, el filtro se inició como si la brecha fuera igual a cero –su valor de estado estacionario– en 1994t1.⁶ Segundo, el modelo

⁶ En la gráfica 1 la brecha del producto no es igual a cero en el primer periodo porque la medida de brecha está dada por el moderador

Cuadro 1

INFORMACIÓN PREVIA A LA BRECHA DEL PRODUCTO									
(porcentaje)									
<i>Periodo</i>	<i>Valor</i>	<i>Periodo</i>	<i>Valor</i>	<i>Periodo</i>	<i>Valor</i>	<i>Periodo</i>	<i>Valor</i>	<i>Periodo</i>	<i>Valor</i>
1994t1	1.35	1994t2	1.62	1994t3	2.03	1994t4	2.38	1999t4	-5.72

de tendencia lineal local, sobre el cual se construyen los modelos propuestos, entiende los datos en el periodo 1998-1999 como un cambio en la tendencia del producto; esto significa que el modelo está atribuyendo parte de la recesión a una caída en el producto potencial, generando así una brecha del producto menos negativa. Es importante señalar que la mayoría de los modelos diseñados para extraer el componente cíclico del producto no logran reconocer una brecha del producto muy negativa en el periodo 1998-1999,⁷ pero, a diferencia de la mayoría de ellos, el uso del filtro de Kalman nos permite incorporar información adicional sobre la brecha del producto para el proceso de estimación y filtrado.⁸

Debido a lo que se ha expuesto, se llevó a cabo un segundo ejercicio. Ahora los modelos se estiman usando la misma base de datos y distribuciones previas para los parámetros, mientras se permite observar el nivel de brecha del producto dado por los expertos para las primeras cuatro observaciones de la muestra y el cuarto trimestre de 1999 (cuadro 1). Esta información está sujeta a errores de medición, cuya varianza se estima junto con todos los otros parámetros. Los resultados de las estimación se resumen en los apéndices C.2, D.2 and E.2. Todos

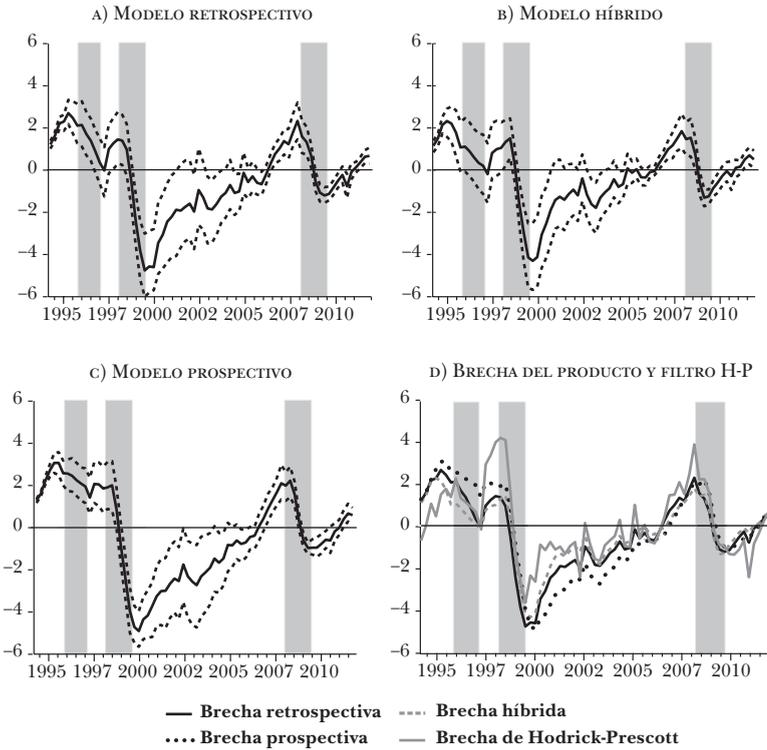
del filtro de Kalman, que toma en cuenta a toda la muestra para determinar el valor de la brecha en cada periodo. Sólo el modelo prospectivo interpretaba los datos como para obtener una brecha del producto positiva al principio de la muestra.

⁷ La medición propuesta por Cobo (2004), con base en el enfoque de función de producción, es una excepción a esto.

⁸ La metodología presentada en Julio (2011) representa una excepción a esto, permitiendo la introducción de distribuciones previas como restricciones lineales en el filtro de Hodrick-Prescott.

Gráfica 2

MEDIDAS DE LA BRECHA DEL PRODUCTO: CON INFORMACIÓN PRECEDENTE



Brecha del producto dada por los modelos retrospectivo, híbrido y prospectivo con información precedente sobre el nivel de la brecha del producto en 1994 y 1999t4 (regiones HPD al 90%), y el componente cíclico del producto obtenido a partir del filtro de Hodrick-Prescott con $\lambda = 1,600$. Las zonas grises corresponden a los períodos del punto máximo al mínimo del ciclo económico colombiano, según Alfonso *et al.* (2011). Las series son trimestrales para el período 1994-2011. Los cálculos se realizaron utilizando Dynare.

los modelos asignaron poca varianza al error de medición de la información adicional de la brecha del producto, como se refleja en la medida de brecha del producto recuperada (gráfica 1) y en el modo de la posterior del parámetro (cuadros 6, 8 y 10).

Las mediciones de la brecha recuperada con este ejercicio son capaces de reconocer tanto una brecha positiva entre 1994

y 1998, así como una brecha más negativa y persistente posterior a la recesión 1998-1999, hasta mediados de los dos mil (si bien las regiones HPD en los paneles 2a y 2b incluyen cero después de 2001). También representan una brecha relativamente mayor al final de la muestra y en el periodo 2007-2008. Como antes, no hay comovimiento entre estas tres medidas, con diferencias en el momento y la magnitud de los ciclos; debido a la información adicional dada a los modelos, las diferencias en la brecha del producto recuperada son ahora menores. A fin de evaluar la bondad de ajuste de los modelos, usamos un valor de verosimilitud marginal. Se determina que entre la estimación condicionada, el modelo prospectivo es el que tiene mayor verosimilitud marginal y el modelo híbrido es el que tiene menos. En el caso de la estimación no condicionada, el modelo retrospectivo es el que tiene mayor verosimilitud marginal y el modelo híbrido es el que tiene menor verosimilitud. Los valores se presentan en el apéndice.

Las brechas presentadas también concuerdan con los hallazgos previos sobre el ciclo económico de Colombia. Como queda demostrado en la gráfica 3, todas las medidas identifican todos los altibajos presentados por Alfonso *et al.* (2011), quienes usan un índice de difusión acumulado, computado con las 24 series colombianas,⁹ para obtener una cronología del ciclo económico. Antes de que se introdujera la información adicional, sólo el modelo prospectivo coincidió con estos puntos de inflexión (panel 1c).

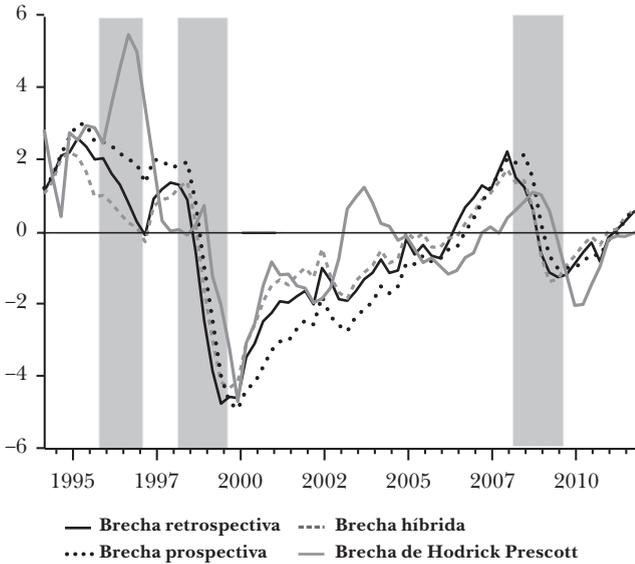
La gráfica 3 deja también en claro la fuerte correlación entre las medidas de brecha del producto y la inflación subyacente, definida como el IPC menos la inflación de los rubros de alimentos.¹⁰ Además, la brecha del producto precede hasta cierto punto los movimientos de la inflación subyacente. Nótese, por ejemplo, los picos de inflación después de los picos

⁹ La única variable en común entre este ejercicio y el de Alfonso *et al.* (2011) es la tasa de interés nominal.

¹⁰ La brecha de inflación subyacente se define como el nivel actual de inflación menos la meta.

Gráfica 3

MEDIDAS DE LA BRECHA DEL PRODUCTO CONTRA LA INFLACIÓN SUBYACENTE DEL IPC



Brecha del producto dada por los modelos retrospectivo, híbrido y prospectivo con información precedente sobre el nivel de la brecha del producto en 1994 y 1999t4, y la inflación del IPC menos los rubros de alimentos en relación con la inflación objetivo. Las zonas grises corresponden a los periodos del punto máximo al mínimo del ciclo económico colombiano, según Alfonso *et al.* (2011). Las series son trimestrales para el periodo 1994-2011. Los cálculos se realizaron utilizando Dynare.

en 1995, 1997 y 2007 de la brecha del producto, como así también las caídas de la inflación luego de las caídas de la brecha del producto en 1998 y 2009. Esto puede también observarse al computar la correlación entre la inflación subyacente y los valores actuales y rezagados en la brecha del producto (cuadro 2); la correlación es siempre más de la mitad y es mayor para los primeros y segundos valores rezagados que para los valores contemporáneos (excepto en el modelo prospectivo).

Finalmente, la brecha del producto puede descomponerse en los efectos de los choques usando la representación del espacio de estados del modelo (Canova, 2007). La descomposición histórica de las medidas de brecha del producto se computa y

Cuadro 2

CORRELACIÓN ENTRE LA BRECHA DEL PRODUCTO Y LA BRECHA DE INFLACIÓN SUBYACENTE

<i>Modelo</i>	$corr(\tilde{y}_t, \pi_t)$	$corr(\tilde{y}_{t-1}, \pi_t)$	$corr(\tilde{y}_{t-2}, \pi_t)$	$corr(\tilde{y}_{t-4}, \pi_t)$	$corr(\tilde{y}_{t-5}, \pi_t)$
Retrospectivo	0.660	0.727	0.764	0.749	0.676
Híbrido	0.603	0.667	0.694	0.667	0.590
Prospectivo	0.745	0.753	0.724	0.659	0.566

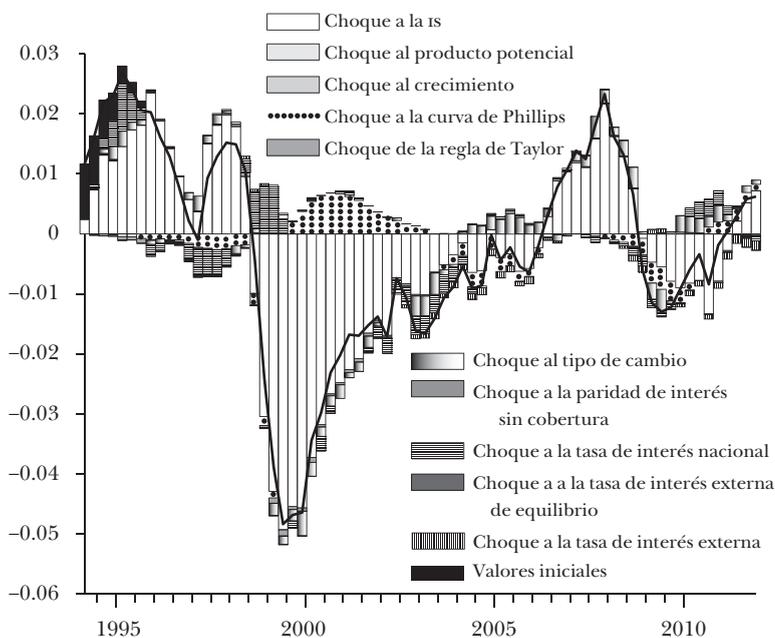
presenta en la gráfica 4. Este ejercicio consiste en identificar cuáles son los choques que afectaron a la economía en el mismo periodo usando las series macroeconómicas observadas, junto con la estructura económica de los modelos. Después de identificar los choques, es posible computar su efecto individual sobre la brecha del producto.

Como la identificación y el efecto dependen de la estructura del modelo, la descomposición es diferente en los modelos retrospectivo, prospectivo e híbrido. Sin embargo, hay características comunes entre ellos. La más importante es que la brecha del producto se explica principalmente a partir del

Gráfica 4a

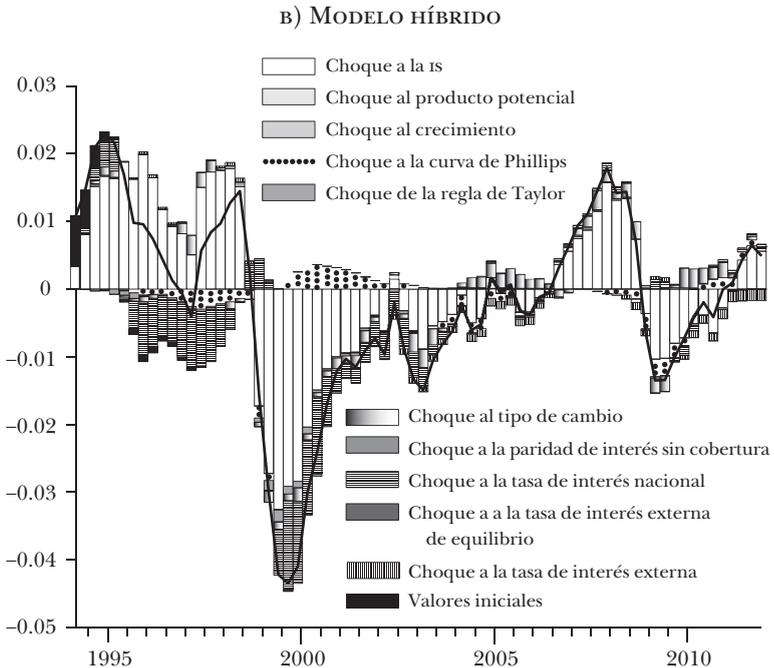
DESCOMPOSICIÓN HISTÓRICA DE LA BRECHA DEL PRODUCTO

A) MODELO RETROSPECTIVO



Descomposición histórica de la brecha del producto en choques dados por los modelos de expectativas adaptativas y racionales con información precedente sobre el nivel de la brecha del producto en 1994 y 1999t4. Las series son trimestrales para el periodo 1994-2011. Los cálculos se realizaron utilizando Dynare.

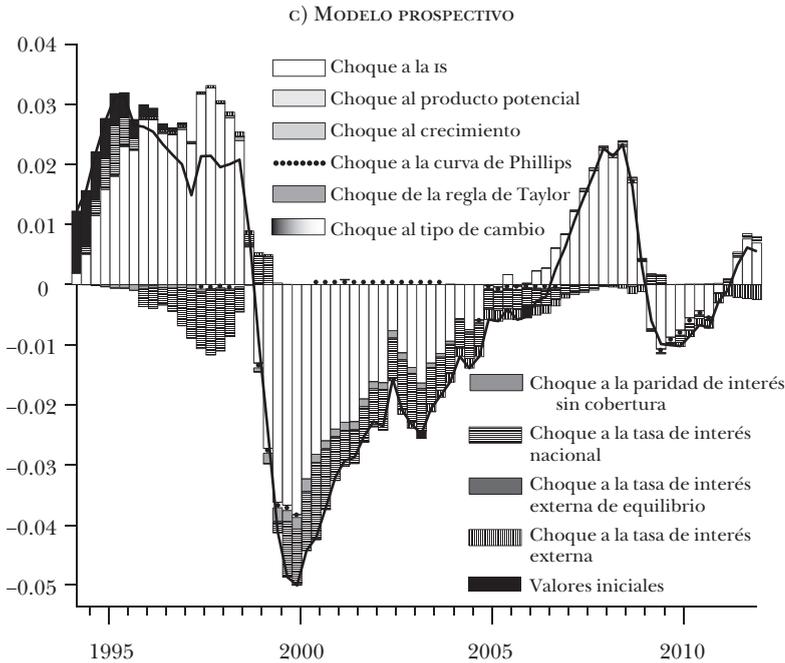
DESCOMPOSICIÓN HISTÓRICA DE LA BRECHA DEL PRODUCTO



Descomposición histórica de la brecha del producto en choques dados por los modelos de expectativas adaptativas y racionales con información precedente sobre el nivel de la brecha del producto en 1994 y 1999t4. Las series son trimestrales para el periodo 1994-2011. Los cálculos se realizaron utilizando Dynare.

efecto de choques en la curva de IS (choques de demanda). Esto es muy útil si se quiere interpretar la brecha del producto como una medida de presiones de demanda en la economía. Otra característica común es el efecto bajo y de corta vida de los valores iniciales del filtro sobre la brecha del producto. Puede observarse que este efecto sólo es determinante en el primer periodo, y que sólo dura aproximadamente 12 periodos. Otra característica común es el efecto del choque de la curva de Phillips (choques de oferta) luego de la recesión de 1999. Debido a la gran caída de la inflación en los primeros trimestres de 1999, los modelos identifican un choque en la

DESCOMPOSICIÓN HISTÓRICA DE LA BRECHA DEL PRODUCTO



Descomposición histórica de la brecha del producto en choques dados por los modelos de expectativas adaptativas y racionales con información precedente sobre el nivel de la brecha del producto en 1994 y 1999⁴. Las series son trimestrales para el periodo 1994-2011. Los cálculos se realizaron utilizando Dynare.

curva de Phillips que ayuda a explicar dicha caída; como consecuencia de esto, se generaron presiones positivas sobre la brecha del producto.

Hay tres choques que parecen significativos en la descomposición histórica. El primero es sobre la tasa de interés externa; este choque es más relevante en los paneles 4b y 4c y tiene un efecto negativo sobre la brecha del producto para el periodo de los dos mil. Durante este, la tasa de interés externa fue baja y los modelos identificaron esto como un choque negativo, asociado con una apreciación real del tipo de cambio. Sin embargo, hay que ser cautelosos con respecto a este resultado, ya que los modelos tienen una propensión

hacia los efectos negativos del choque, al no tener en cuenta los efectos positivos de la apreciación y la deuda más barata sobre la demanda agregada.

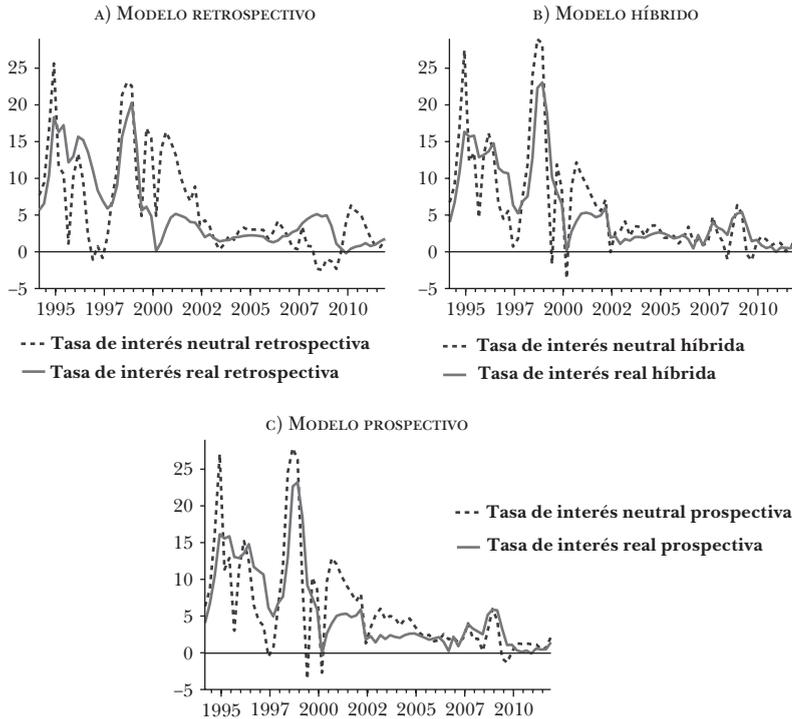
El segundo choque es sobre la tendencia del tipo de cambio; es expansiva en 2004 y 2010, ambos periodos de apreciación del tipo de cambio real. La razón para esto es que los modelos interpretan estas apreciaciones como cambios en la tendencia del tipo de cambio real. Cuando la tendencia se baja, la brecha del tipo de cambio se torna positiva, y de este modo se incrementa la brecha del producto. Sin embargo, este efecto no es de gran magnitud con respecto al efecto de otros choques.

El tercer choque es sobre la tasa de interés neutral. Cabe señalar que para los modelos esta variable es completamente exógena y sólo influida por este choque. Como los modelos son capaces de extraer tanto el nivel de la tasa de interés real como el de la brecha de la tasa de interés, puede computarse la tasa de interés neutral. El efecto negativo sobre la brecha del producto del choque de la tasa de interés neutral a principio de los dos mil se explica por una disminución de la tasa neutral con respecto a los altos niveles de fines de los años noventa, lo cual bajó la brecha de la tasa de interés. En la próxima sección se debate más sobre la tasa neutral.

6. TASA DE INTERÉS NEUTRAL

Antes de debatir las implicaciones de los modelos sobre la tasa de interés neutral, es importante examinar el comportamiento de la tasa de interés real. Cabe recordar que esta variable se computa dentro del modelo, dadas la tasa de interés nominal y las expectativas de inflación; sin embargo, los tres modelos generan medidas similares (gráfica 5) que también están en línea con los movimientos y con los niveles de la tasa de interés real *ex post*. El periodo en consideración se caracteriza por niveles altos y volátiles de la tasa de interés real antes del año 2000, seguido de un periodo más estable con menor nivel de la tasa de interés. Esto queda claro a partir

TASA DE INTERÉS NEUTRAL



Medidas de las tasas de interés neutral y real dadas por los modelos retrospectivo, híbrido y prospectivo con información precedente sobre el nivel de la brecha del producto en 1994 y 1999t4 (regiones HPD al 90%). Las series son trimestrales para el periodo 1994-2011. Los cálculos se realizaron utilizando Dynare.

de la media y de la desviación estándar de la variable del interés real en todos los modelos, expuestas en las dos primeras columnas del cuadro 3.

La volatilidad, y la posterior estabilización, de la tasa de interés real probablemente se explique por los cambios en la política monetaria colombiana; nos remitimos a Giraldo *et al.* (2011) y a las referencias en ese artículo sobre una revisión de la reciente historia monetaria de Colombia. En general, no hay cambios drásticos en la tasa de interés real, salvo por un gran aumento que coincide con la recesión de 1998-1999, el

Cuadro 3

MOMENTOS DE LA TASA DE INTERÉS

	Tasa de interés real		Interés neutral		Brecha de la tasa de interés		
	Media	Desviación estándar	Media	Desviación estándar	Media	Desviación estándar	$corr(\tilde{y}_t, \tilde{r}_t)$
1994-2011	7.961	5.299	8.413	6.526	-0.451	5.293	0.484
1994-2000	14.056	4.889	13.000	7.792	1.056	6.696	0.343
2000-2011	4.914	1.505	6.119	4.303	-1.205	4.318	0.630
				Modelo retrospectivo			
1994-2011	8.103	5.507	8.548	6.609	-0.445	4.234	0.232
1994-2000	14.307	5.227	13.425	8.614	0.882	6.299	-0.106
2000-2011	5.001	1.720	6.110	3.386	-1.109	2.513	0.644
				Modelo híbrido			
1994-2011	8.086	5.486	8.433	6.859	-0.348	3.883	-0.077
1994-2000	14.352	5.114	14.304	8.475	0.047	6.024	-0.286
2000-2011	4.953	1.611	5.498	3.085	-0.545	2.213	0.399
				Modelo prospectivo			

cual se explica por la gran caída de la inflación posterior a la crisis (ver gráfica 4).

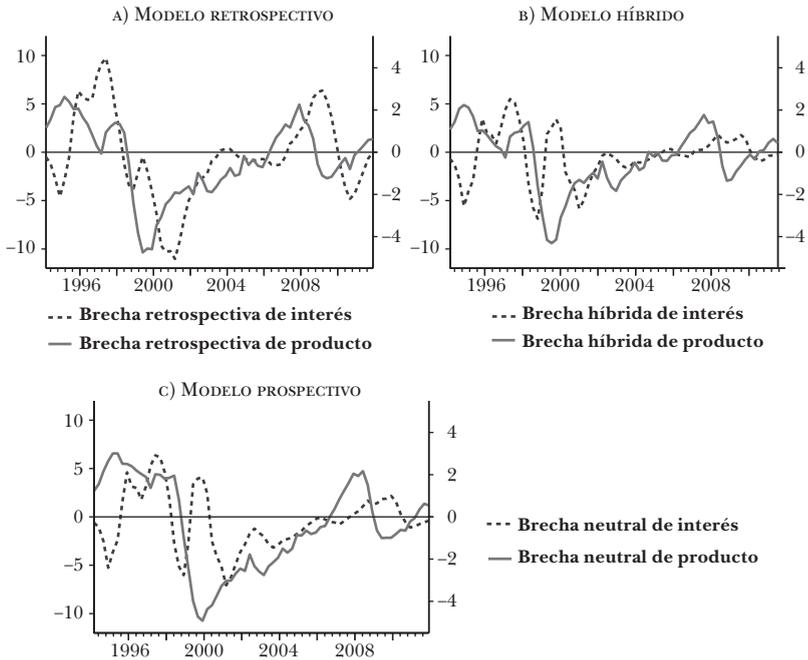
Volviendo a la tasa de interés neutral, la gráfica 5 presenta la tasa de interés real y neutral que cada modelo recuperó a partir de los datos. Cabe señalar que todas las mediciones de la tasa de interés neutral son aún más volátiles que las mediciones de las tasas de interés real (comparemos las desviaciones estándar de ambas variables en la segunda y cuarta columnas del cuadro 3). La volatilidad de la tasa de interés real, si bien está presente sólo antes del año 2000, influye en la tasa de interés neutral en toda la muestra, generando una medición cambiante de la neutralidad durante la última década.

Todos los modelos implican que había una brecha de tasa de interés positiva antes de la recesión de 1999 y posteriormente una brecha negativa, con una lenta convergencia de la tasa neutral a los niveles que ha presentado la tasa de interés real después de la crisis. Luego, la brecha de la tasa de interés se vuelve positiva en el periodo 2007-2008, si bien considerablemente más positiva (y más rápido) en el modelo retrospectivo. Al final de la muestra, la brecha de la tasa de interés se vuelve negativa, nuevamente en mayor proporción en el modelo retrospectivo.

Es evidente, a partir de la gráfica 6, que la conducta de la brecha de la tasa de interés es anticíclica prácticamente en todas partes. Ejerce una presión negativa sobre la brecha del producto mientras es positiva en el periodo anterior a 1999, y posteriormente tiene efectos expansivos, hasta el periodo 2007-2008, en el cual la brecha del producto es nuevamente positiva. Finalmente, la brecha de la tasa de interés tiene efectos positivos después de 2008, cuando hay una caída de la brecha del producto, asociada con la turbulencia internacional luego de la reciente crisis financiera de Estados Unidos. El carácter anticíclico de la brecha de la tasa de interés se ve claramente interrumpido en los modelos híbrido y prospectivo entre 1999 y 2001 (paneles 6b y 6c). En este periodo, la brecha de la tasa de interés se vuelve positiva mientras que la brecha del producto sigue siendo negativa. Esto se atribuye a una caída en la tasa de interés neutral (ver paneles 5b y 5c), ya que esta variable es exógena para el modelo;

Gráfica 6

BRECHA DE LA TASA DE INTERÉS VERSUS LA BRECHA DEL PRODUCTO



Brecha de la tasa de interés real y brecha del producto suavizadas dadas por los modelos retrospectivo, híbrido y prospectivo con información precedente sobre el nivel de la brecha del producto en 1994 y 1999t4. La brecha de la tasa de interés real está suavizada con un promedio móvil de cuarto orden. Las series son trimestrales para el periodo 1994-2011. Los cálculos se realizaron utilizando Dynare.

lo anterior significa que el modelo identifica la necesidad de una brecha positiva para explicar la caída en la brecha del producto en estos periodos; esto se refleja en la correlación negativa entre la brecha del producto y la brecha de la tasa de interés en el periodo 1994-2000 para los modelos híbrido y prospectivo (cuadro 3).

Sin embargo, debe destacarse que la reacción de la brecha de interés está rezagada con respecto a los movimientos de la brecha del producto,¹¹ lo cual queda más claro en el panel 6a

¹¹ Tengamos en cuenta que la brecha del tipo de interés presentada

para el modelo retrospectivo y en el periodo posterior a 2006 en los paneles 6b y 6c, donde la brecha de tasa de interés se vuelve positiva un año antes que la brecha del producto y después permanece positiva mientras cae la brecha del producto en la crisis financiera de 2008. En otras palabras, dado que la autoridad monetaria puede influir en la tasa de interés real, la política monetaria, si bien es anticíclica, no ha logrado anticipar los cambios de la brecha del producto, o al menos no ha podido reaccionar a ellos con suficiente fuerza.

7. COMENTARIOS FINALES

Este documento presenta tres nuevas mediciones de la brecha del producto y de la tasa de interés neutral colombiana. Ambas variables son fundamentales para el comportamiento de la política monetaria y su medición está sujeta a un alto grado de incertidumbre. Debido a esto, los resultados presentados aquí no deben tomarse como finales, sino como un aporte adicional, útil para la evaluación de políticas y para la investigación académica.

Los modelos ofrecen una brecha del producto coherente con los trabajos anteriores para Colombia, como Echavarría *et al.* (2007), y es capaz de identificar todos los puntos de inflexión del ciclo de negocios colombiano, de acuerdo con la medición de Alfonso *et al.* (2011). La brecha del producto de Colombia comienza con un nivel positivo, si bien variable, de 1994 a 1997, cuando se produce una gran caída que comienza con la crisis de 1998-1999; luego de esta caída, la brecha del producto permanece negativa hasta 2006. La brecha se vuelve positiva en el periodo 2006-2008 y cae en 2009, luego de la debacle internacional que siguió a la crisis financiera de Estados Unidos de 2008. Ambos modelos implican que la brecha se ha recuperado de su última caída y es positiva desde 2011, si bien sigue cercana a cero.

en la gráfica 5 está moderada con un promedio móvil de cuarto orden. Esto se realiza en busca de claridad ya que las mediciones de la tasa neutral son demasiado volátiles y no afectan los hallazgos.

Con respecto a la tasa de interés neutral, los modelos son más heterogéneos en los resultados, pero todos implican un comportamiento en cierto modo anticíclico de la política monetaria durante gran parte del periodo de muestra, excepto en la época de la recesión de 1999. También señalan una demora entre los movimientos de la brecha del producto y los de la brecha de la tasa de interés, especialmente en el modelo híbrido y prospectivo. Esto podría deberse a una falta de anticipación de la autoridad monetaria o a la necesidad de una reacción más fuerte de la condición de la economía.

Finalmente, es importante expandir la metodología para abarcar la incertidumbre en el modelo a la cual está sometida la medición del producto y de la tasa de interés neutral; esto implica el uso de técnicas más avanzadas que van más allá del alcance del presente artículo. También cabe señalar que la metodología presentada se basa en modelos semiestructurales para tener en cuenta las relaciones entre varios agregados macroeconómicos; todavía debe trabajarse para poder computar una medida fundamentada en la microeconomía de la brecha del producto y de la tasa de interés natural, siguiendo las ideas de Woodford (2003a) y Christiano *et al.* (2010a,b). Estas nuevas mediciones pueden mejorar potencialmente nuestro entendimiento de los choques que afectan a la economía y la elaboración de la política monetaria.

Apéndice

A. Ecuaciones

A.1 Modelo de expectativas adaptativas

$$\text{A.1} \quad y_t = \tilde{y}_t + \bar{y}_t$$

$$\text{A.2} \quad \bar{y}_t = \bar{y}_{t-1} + g_t + \varepsilon_t^y$$

$$\text{A.3} \quad g_t = (1 - \tau) \bar{g}_{ss} + \tau g_{t-1} + \varepsilon_t^g$$

$$\text{A.4} \quad \tilde{y}_t = \beta_1 \tilde{y}_{t-1} - \beta_2 (r_{t-1} - \bar{r}_{t-1}) + \beta_3 \tilde{q}_{t-1} + z_t^y$$

A.5

$$\pi_t = \pi_{t+1|t}^e + \lambda_2 \tilde{y}_{t-1} + \lambda_3 (q_t - q_{t-1}) + z_t^\pi$$

A.6

$$\pi_{t+1|t}^e = \lambda_1 \bar{\pi}_t + (1 - \lambda_1) \pi_{4,t-1}$$

A.7

$$\pi_{4,t} = \frac{1}{4} (\pi_t + \pi_{t-1} + \pi_{t-2} + \pi_{t-3})$$

A.8

$$i_t = \gamma_1 i_{t-1} + (1 - \gamma_1) \left((\bar{r}_t + \bar{\pi}) + \gamma_2 (\pi_{4,t} - \bar{\pi}) + \gamma_3 \tilde{y}_t \right) + \varepsilon_t^i$$

A.9

$$r_t = i_t - \pi_{t+1|t}^e$$

A.10

$$r_t - r_t^* = 4 (q_{t+1|t}^e - q_t) + (\bar{r}_t - \bar{r}_t^*) + \varepsilon_t^r$$

A.11

$$\bar{r}_t = \rho_r \bar{r}_{t-1} + (1 - \rho_r) \bar{r}_{ss} + \varepsilon_t^{\bar{r}}$$

A.12

$$r_t^* = \bar{r}_t^* + \kappa (r_{t-1}^* - \bar{r}_{t-1}^*) + \varepsilon_t^{r^*}$$

A.13

$$\bar{r}_t^* = \rho_{r^*} \bar{r}_{t-1}^* + (1 - \rho_{r^*}) \bar{r}_{ss}^* + \varepsilon_t^{\bar{r}^*}$$

A.14

$$q_t = \tilde{q}_t + \bar{q}_t$$

A.15

$$\bar{q}_t = \bar{q}_{t-1} + \varepsilon_t^{\bar{q}}$$

A.16

$$q_{t+1|t}^e = \varphi \bar{q}_t + (1 - \varphi) q_{t-1}$$

A.17

$$z_t^y = \rho_y z_{t-1}^y + \varepsilon_t^y$$

A.18

$$z_t^\pi = \rho_\pi z_{t-1}^\pi + \varepsilon_t^\pi$$

A.2 Modelo semiestructural de expectativas racionales

A.19

$$y_t = \tilde{y}_t + \bar{y}_t$$

A.20

$$\bar{y}_t = \bar{y}_{t-1} + g_t + \varepsilon_t^{\bar{y}}$$

A.21

$$g_t = (1 - \tau) \bar{g}_{ss} + \tau g_{t-1} + \varepsilon_t^g$$

A.22

$$\tilde{y}_t = \beta_1 \tilde{y}_{t-1} - \beta_2 (r_{t-1} - \bar{r}_{t-1}) + \beta_3 \tilde{q}_{t-1} + \beta_4 E_t \{ \tilde{y}_{t+1} \} + z_t^y$$

A.23

$$\pi_t = \pi_{t+1|t}^e + \lambda_2 \tilde{y}_{t-1} + \lambda_3 (q_t - q_{t-1}) + z_t^\pi$$

A.24

$$\pi_{t+1|t}^e = \lambda_1 E_t \{ \pi_{4,t+4} \} + (1 - \lambda_1) \pi_{4,t-1}$$

A.25

$$\pi_{4,t} = \frac{1}{4} (\pi_t + \pi_{t-1} + \pi_{t-2} + \pi_{t-3})$$

$$\text{A.26} \quad i_t = \gamma_1 i_{t-1} + (1 - \gamma_1) \left((\bar{r}_t + \bar{\pi}) + \gamma_2 E_t (\pi_{4,t+4} - \bar{\pi}) + \gamma_3 \tilde{y}_t \right) + \varepsilon_t^i$$

$$\text{A.27} \quad r_t = i_t - E_t \{ \pi_{t+1} \}$$

$$\text{A.28} \quad r_t - r_t^* = 4 \left(q_{t+1t}^e - q_t \right) + (\bar{r}_t - \bar{r}_t^*) + \varepsilon_t^r$$

$$\text{A.29} \quad \bar{r}_t = \rho_r \bar{r}_{t-1} + (1 - \rho_r) \bar{r}_{ss} + \varepsilon_t^{\bar{r}}$$

$$\text{A.30} \quad r_t^* = \bar{r}_t^* + \kappa (r_{t-1}^* - \bar{r}_{t-1}^*) + \varepsilon_t^{r^*}$$

$$\text{A.31} \quad \bar{r}_t^* = \rho_r^* \bar{r}_{t-1}^* + (1 - \rho_r^*) \bar{r}_{ss}^* + \varepsilon_t^{\bar{r}^*}$$

$$\text{A.32} \quad q_t = \tilde{q}_t + \bar{q}_t$$

$$\text{A.33} \quad \bar{q}_t = \bar{q}_{t-1} + \varepsilon_t^q$$

$$\text{A.34} \quad q_t^e = \varphi E_t \{ q_{t+1} \} + (1 - \varphi) q_{t-1}$$

$$\text{A.35} \quad z_t^y = \rho_y z_{t-1}^y + \varepsilon_t^y$$

$$\text{A.36} \quad z_t^\pi = \rho_\pi z_{t-1}^\pi + \varepsilon_t^\pi$$

B. Distribuciones previas

Cuadro A.1

DISTRIBUCIONES PREVIAS				
<i>Parámetro</i>	<i>Descripción</i>	<i>Distribución</i>	<i>Media</i>	<i>Desviación estándar</i>
σ_i	Desviación estándar del choque i	Gamma inversa	0.0125	∞
τ	Persistencia del proceso de crecimiento	Beta (0,1)	0.5	0.15
λ_1	Expectativas de inflación	Beta (0,1)	0.5	0.15
λ_2	Elasticidad de la inflación respecto a la brecha del producto	Gamma	0.30	0.25
λ_3	Elasticidad de la inflación respecto a la depreciación	Gamma	0.30	0.25
β_1	Elasticidad de la brecha del producto respecto a su rezago	Beta (0,1)	0.5	0.15
β_2	Elasticidad de la brecha del producto respecto a la brecha de interés	Gamma	0.30	0.25
β_3	Elasticidad de la brecha del producto respecto a la brecha de tipo de cambio	Gamma	0.30	0.25
β_4	Elasticidad de la brecha del producto respecto a las expectativas	Gamma	0.30	0.25
φ	Expectativas del tipo de cambio	Beta (0,1)	0.5	0.15
κ	Persistencia de la brecha de tipo de cambio	Beta (0,1)	0.5	0.15
ρ_r	Persistencia de la tasa de interés natural	Beta (0,1)	0.5	0.15
ρ_r^*	Persistencia de la tasa de interés externa natural	Beta (0,1)	0.5	0.15
ρ_y	Persistencia del choque de IS	Beta (0,1)	0.5	0.15
ρ_π	Persistencia de choques de la curva de Phillips	Beta (0,1)	0.5	0.15

C Resultados de la estimación–Modelo retrospectivo
C.1 Estimación no condicionada

Cuadro A.2

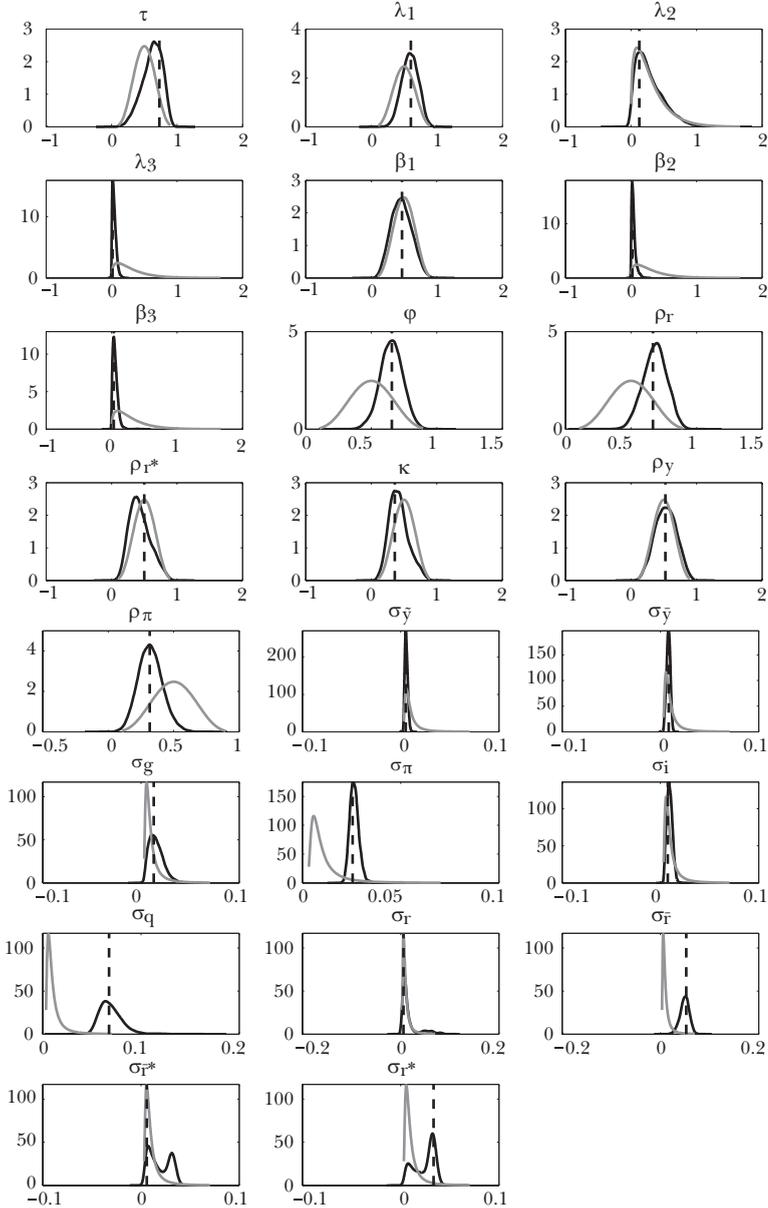
RESULTADOS DE LA ESTIMACIÓN: MODELO RETROSPECTIVO

Parámetro	Anterior		Posterior			HPD 90%	
	Media	DE	Media	Modo	DE	Inferior	Superior
Persistencia del proceso de crecimiento	0.50	0.15	0.62	0.73	0.13	0.37	0.86
Expectativas de inflación	0.50	0.15	0.59	0.60	0.13	0.38	0.79
Elasticidad de la inflación respecto a la brecha del producto	0.30	0.25	0.29	0.13	0.19	0.00	0.59
Elasticidad de la inflación respecto a la depreciación	0.30	0.25	0.04	0.01	0.02	0.00	0.08
Elasticidad de la brecha del producto respecto a su rezago	0.50	0.15	0.46	0.47	0.19	0.20	0.71
Elasticidad de la brecha del producto respecto a la brecha de interés real	0.30	0.25	0.04	0.02	0.03	0.00	0.08
Elasticidad de la brecha del producto respecto a la brecha de tipo de cambio	0.30	0.25	0.06	0.03	0.04	0.00	0.11
Expectativas del tipo de cambio	0.50	0.15	0.65	0.66	0.08	0.52	0.80
Persistencia de la tasa de interés natural	0.50	0.15	0.68	0.67	0.09	0.54	0.84
Persistencia de la tasa de interés externa natural	0.50	0.15	0.43	0.50	0.18	0.18	0.69
Persistencia de la brecha de la tasa de interés externa	0.50	0.15	0.42	0.36	0.09	0.19	0.67

Persistencia del choque de IS	ρ_y	0.50	0.15	0.53	0.52	0.19	0.28	0.80
Persistencia del choque de la curva de Phillips	ρ_π	0.50	0.15	0.32	0.32	0.09	0.16	0.47
Desviación estándar del choque de la curva de IS	σ_y	0.013	∞	0.006	0.005	0.002	0.003	0.008
Desviación estándar del choque del producto potencial	σ_y^-	0.013	∞	0.008	0.008	0.002	0.005	0.011
Desviación estándar del choque de crecimiento	σ_g	0.013	∞	0.016	0.013	0.006	0.004	0.026
Desviación estándar del choque de la curva de Phillips	σ_π	0.013	∞	0.026	0.026	0.002	0.023	0.030
Desviación estándar del choque de la tasa de interés nominal	σ_i	0.013	∞	0.009	0.008	0.003	0.005	0.014
Desviación estándar del choque del tipo de cambio potencial	σ_q	0.013	∞	0.069	0.068	0.010	0.052	0.086
Desviación estándar del choque UIP	σ_r	0.013	∞	0.016	0.006	0.002	0.003	0.047
Desviación estándar del choque de la tasa de interés real natural	σ_r^-	0.013	∞	0.049	0.053	0.008	0.034	0.064
Desviación estándar del choque de la tasa de interés natural extranjera	σ_r^*	0.013	∞	0.019	0.006	0.003	0.004	0.034
Desviación estándar del choque de tasa de interés externa	σ_r^*	0.013	∞	0.024	0.034	0.003	0.006	0.037
Verosimilitud marginal								
								784.9973

Gráfica 7

PREVIAS Y POSTERIORES: MODELO RETROSPECTIVO



Funciones de densidad previas y posteriores para los parámetros estimados. Las funciones previas están en gris y las posteriores en negro. La línea discontinua vertical señala el promedio del parámetro posterior. Los cálculos se realizaron utilizando Dynare.

C.2 Estimación condicionada

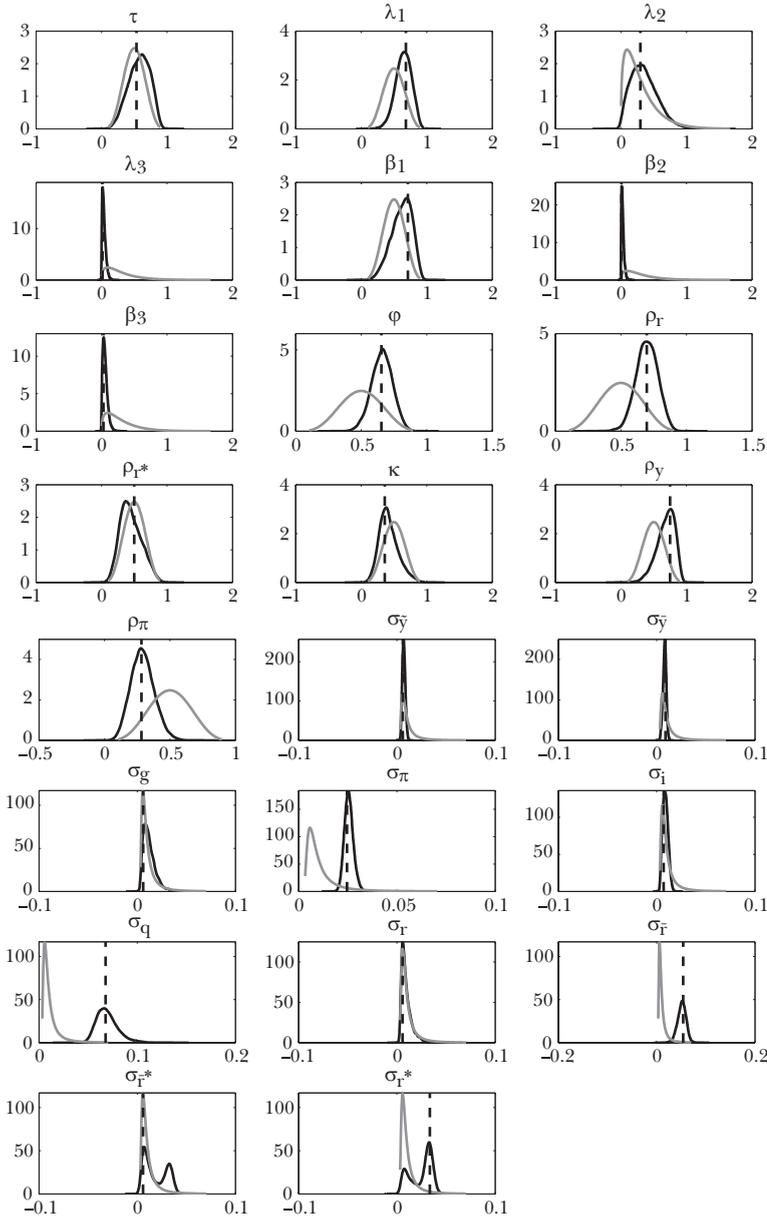
Cuadro A.3

RESULTADOS DE LA ESTIMACIÓN: MODELO RESTROSPESCTIVO

Parámetro	Previa		Posterior			HPD 90 %	
	Media	DE	Media	Modo	DE	Inferior	Superior
Persistencia del proceso de crecimiento	τ	0.5	0.57	0.53	0.20	0.32	0.84
Expectativas de inflación	λ_1	0.5	0.64	0.68	0.13	0.46	0.85
Elasticidad de la inflación respecto a la brecha del producto	λ_2	0.3	0.35	0.30	0.20	0.03	0.65
Elasticidad de la inflación respecto a la depreciación	λ_3	0.3	0.04	0.01	0.02	0.00	0.07
Elasticidad de la brecha del producto respecto a su rezago	β_1	0.5	0.61	0.71	0.14	0.37	0.86
Elasticidad de la brecha del producto respecto a la brecha de interés real	β_2	0.3	0.03	0.01	0.01	0.00	0.05
Elasticidad de la brecha del producto respecto a la brecha de tipo de cambio	β_3	0.3	0.05	0.03	0.03	0.00	0.10
Expectativas del tipo de cambio	φ	0.5	0.66	0.65	0.08	0.53	0.79
Persistencia de la tasa de interés natural	ρ_r	0.5	0.70	0.70	0.08	0.56	0.83
Persistencia de la tasa de interés externa natural	ρ_r^*	0.5	0.45	0.50	0.18	0.18	0.70
Persistencia de la brecha de la tasa de interés externa	κ	0.5	0.42	0.36	0.09	0.19	0.66

Gráfica 8

PREVIAS Y POSTERIORES: MODELO RETROSPECTIVO



Funciones de densidad previas y posteriores para los parámetros estimados. Las funciones previas están en gris y las posteriores en negro. La línea discontinua vertical señala el promedio del parámetro posterior. Los cálculos se realizaron utilizando Dynare.

D. Resultados de la estimación: modelo híbrido

D.1 Estimación no condicionada

Cuadro A.4

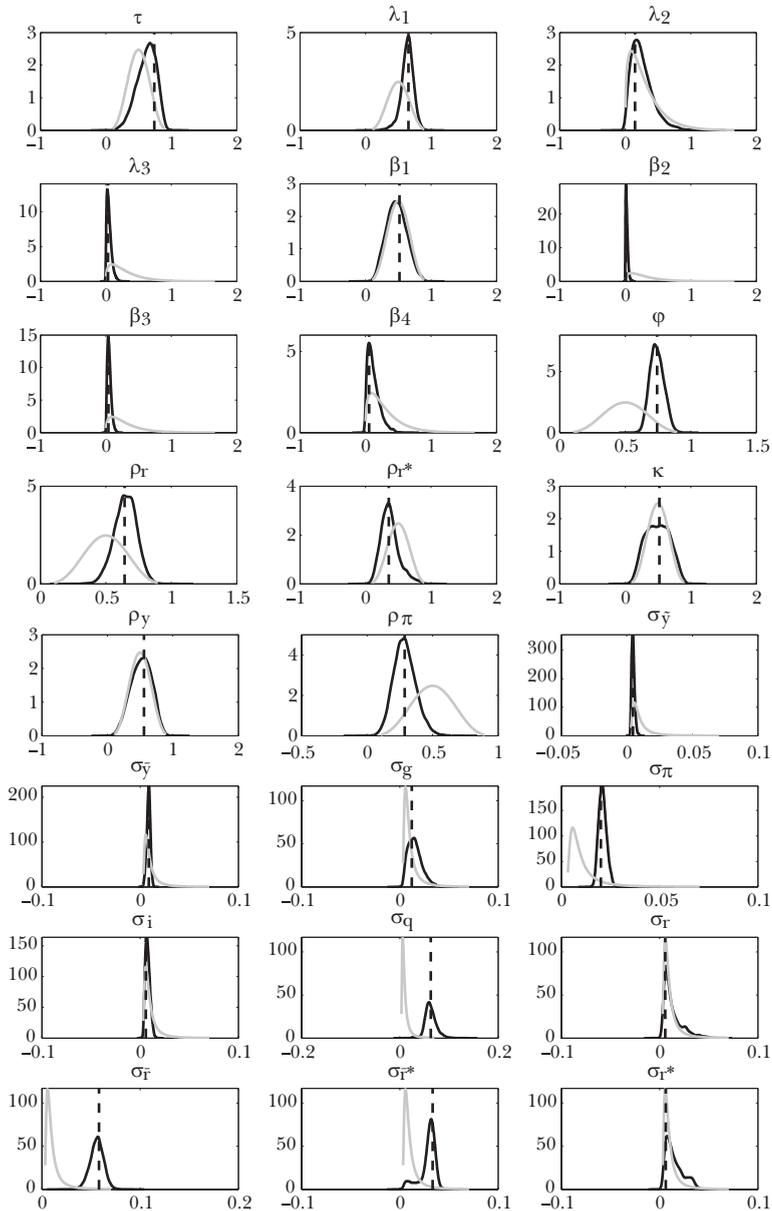
RESULTADOS DE LA ESTIMACIÓN: MODELO HÍBRIDO

Parámetro	Prior		Posterior		HPD 90%	
	Media	DE	Media	Modo	Inferior	Superior
Persistencia del proceso de crecimiento	τ	0.5	0.15	0.74	0.39	0.85
Expectativas de inflación	λ_1	0.5	0.15	0.66	0.49	0.78
Elasticidad de la inflación respecto a la brecha del producto	λ_2	0.3	0.25	0.15	0.01	0.48
Elasticidad de la inflación respecto a la depreciación	λ_3	0.3	0.25	0.03	0.00	0.10
Elasticidad de la brecha del producto respecto a su rezago	β_1	0.5	0.15	0.52	0.22	0.71
Elasticidad de la brecha del producto respecto a la brecha de interés real	β_2	0.3	0.25	0.05	0.00	0.25
Elasticidad de la brecha del producto respecto a la brecha de tipo de cambio	β_3	0.3	0.25	0.01	0.00	0.05
Elasticidad de la brecha del producto respecto a las expectativas	β_4	0.3	0.25	0.04	0.01	0.10
Expectativas del tipo de cambio	φ	0.5	0.15	0.74	0.65	0.83
Persistencia de la tasa de interés natural	ρ_r	0.5	0.15	0.64	0.51	0.79
Persistencia de la tasa de interés externa natural	ρ_r^*	0.5	0.15	0.36	0.14	0.58

Persistencia de la brecha de la tasa de interés externa	κ	0.5	0.15	0.49	0.52	0.19	0.20	0.78
Persistencia del choque de IS	ρ_y	0.5	0.15	0.52	0.56	0.22	0.26	0.77
Persistencia del choque de la curva de Phillips	ρ_π	0.5	0.15	0.29	0.29	0.09	0.15	0.42
Desviación estándar del choque de la curva IS	σ_y	0.013	∞	0.005	0.005	0.001	0.003	0.007
Desviación estándar del choque del producto potencial	$\sigma_{\bar{y}}$	0.013	∞	0.009	0.009	0.002	0.005	0.011
Desviación estándar del choque de crecimiento	σ_g	0.013	∞	0.015	0.012	0.006	0.004	0.026
Desviación estándar del choque de la curva de Phillips	σ_π	0.013	∞	0.021	0.020	0.002	0.018	0.024
Desviación estándar del choque de la tasa de interés nominal		0.013	∞	0.008	0.006	0.002	0.004	0.011
Desviación estándar del choque del tipo de cambio potencial	σ_q	0.013	∞	0.063	0.063	0.010	0.046	0.080
Desviación estándar del choque de UIP	σ_r	0.013	∞	0.013	0.006	0.002	0.003	0.027
Desviación estándar del choque de la tasa de interés real natural	σ_r^*	0.013	∞	0.056	0.058	0.006	0.044	0.067
Desviación estándar del choque de la tasa de interés natural externa	σ_r^*	0.013	∞	0.029	0.033	0.003	0.014	0.040
Desviación estándar del choque de la tasa de interés externa	σ_r^*	0.013	∞	0.015	0.006	0.003	0.003	0.030
Verosimilitud marginal		782.029						

Gráfica 9

PREVIAS Y POSTERIORES: MODELO HÍBRIDO



Funciones de densidad previas y posteriores para los parámetros estimados. Las funciones previas están en gris y las posteriores en negro. La línea discontinua vertical señala el promedio del parámetro posterior. Los cálculos se realizaron utilizando Dynare.

D.2 Estimación condicionada

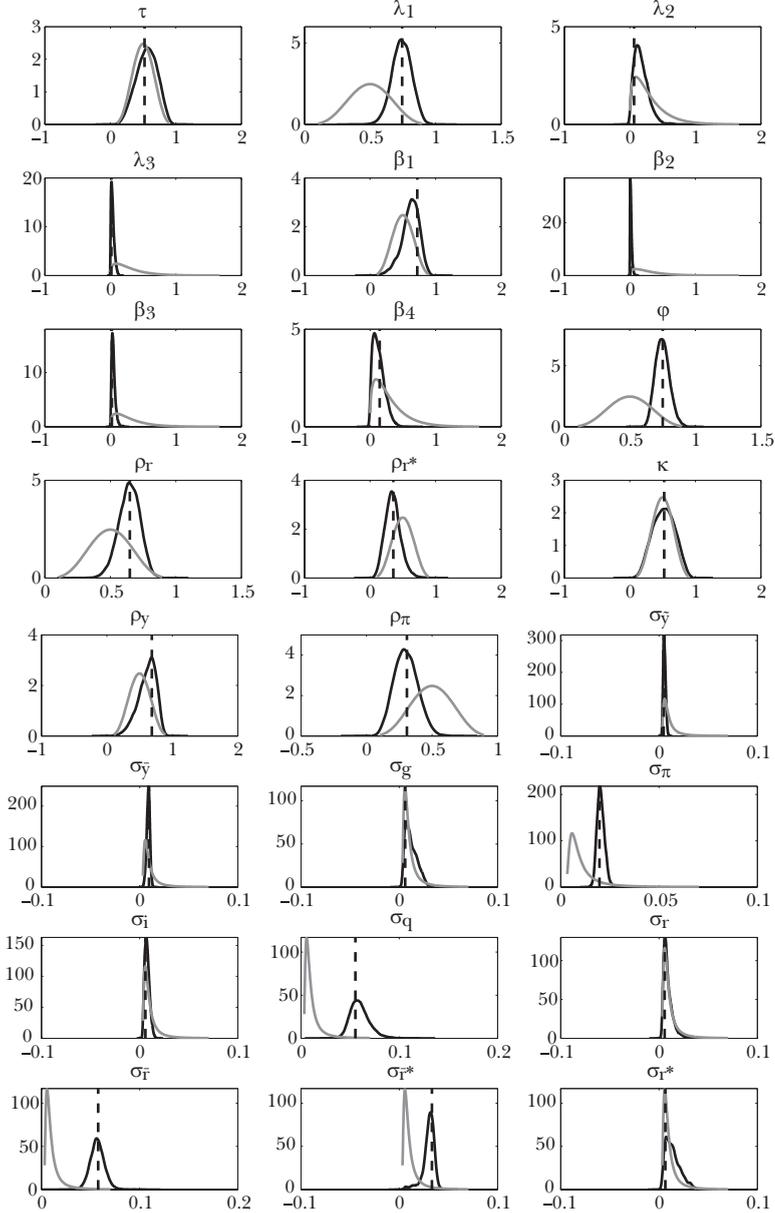
RESULTADOS DE LA ESTIMACIÓN: MODELO HÍBRIDO

Parámetro	Anterior		Posterior			HPD 90%	
	Media	DE	Media	Modo	DE	Inferior	Superior
Persistencia del proceso de crecimiento	0.5	0.15	0.55	0.52	0.19	0.3	0.81
Expectativas de inflación	0.5	0.15	0.74	0.75	0.07	0.62	0.86
Elasticidad de la inflación respecto a la brecha del producto	0.3	0.25	0.17	0.06	0.07	0.01	0.32
Elasticidad de la inflación respecto a la depreciación	0.3	0.25	0.03	0.01	0.02	0.00	0.07
Elasticidad de la brecha del producto respecto a su rezago	0.5	0.15	0.61	0.72	0.10	0.40	0.83
Elasticidad de la brecha del producto respecto a la brecha de interés	0.3	0.25	0.13	0.15	0.13	0.00	0.26
Elasticidad de la brecha del producto respecto a la brecha de tipo de cambio	0.3	0.25	0.02	0.01	0.01	0.00	0.04
Elasticidad de la brecha del producto respecto a las expectativas	0.3	0.25	0.05	0.02	0.02	0.01	0.09
Expectativas del tipo de cambio	0.5	0.15	0.75	0.75	0.05	0.66	0.83
Persistencia de la tasa de interés natural	0.5	0.15	0.64	0.65	0.08	0.51	0.77
Persistencia de la tasa de interés externa natural	0.5	0.15	0.35	0.35	0.09	0.15	0.53
Persistencia de la brecha de la tasa de interés externa	0.5	0.15	0.52	0.52	0.19	0.24	0.78

Persistencia del choque de IS	ρ_y	0.5	0.15	0.61	0.69	0.14	0.39	0.82
Persistencia del choque de la curva de Phillips	ρ_π	0.5	0.15	0.3	0.31	0.09	0.15	0.44
Desviación estándar del choque de la curva de IS	σ_y	0.013		0.006	0.005	0.001	0.003	0.008
Desviación estándar del choque del producto potencial	σ_y^-	0.013		0.009	0.010	0.001	0.006	0.011
Desviación estándar del choque de crecimiento	σ_g	0.013		0.012	0.006	0.003	0.004	0.022
Desviación estándar del choque de la curva de Phillips	σ_π	0.013		0.020	0.020	0.002	0.017	0.023
Desviación estándar del choque de la tasa de interés nominal	σ_i	0.013		0.008	0.006	0.002	0.004	0.011
Desviación estándar del choque del tipo de cambio potencial	σ_q	0.013		0.060	0.055	0.010	0.045	0.076
Desviación estándar del choque de UIP	σ_r	0.013		0.009	0.006	0.002	0.003	0.015
Desviación estándar del choque de la tasa de interés real natural	σ_r^-	0.013		0.057	0.058	0.006	0.045	0.068
Desviación estándar del choque de la tasa de interés natural externa	σ_r^+	0.013		0.030	0.033	0.003	0.022	0.038
Desviación estándar del choque de la tasa de interés externa	σ_r^*	0.013		0.014	0.006	0.003	0.004	0.025
Desviación estándar de error de medición	σ	0.013		0.010	0.005	0.002	0.003	0.018
Probabilidad marginal								793.8896

Gráfica 10

PREVIAS Y POSTERIORES: MODELO HÍBRIDO



Funciones de densidad previas y posteriores para los parámetros estimados. Las funciones previas están en gris y las posteriores en negro. La línea discontinua vertical señala el promedio del parámetro posterior. Los cálculos se realizaron utilizando Dynare.

E. Resultados de estimación: modelo prospectivo

E.1 Estimación no condicionada

Cuadro A.6

RESULTADOS DE ESTIMACIÓN: MODELO PROSPECTIVO

Parámetro	Anterior		Posterior		HPD 90%	
	Media	DE	Media	Modo	Inferior	Superior
Persistencia del proceso de crecimiento	0.5	0.15	0.51	0.51	0.25	0.75
Elasticidad de la inflación respecto a la brecha del producto	0.3	0.25	0.15	0.05	0.00	0.30
Elasticidad de la inflación respecto a la depreciación	0.3	0.25	0.03	0.01	0.00	0.06
Elasticidad de la brecha del producto respecto a la brecha de interés real	0.3	0.25	0.09	0.04	0.00	0.18
Elasticidad de la brecha del producto respecto a la brecha de tipo de cambio	0.3	0.25	0.02	0.01	0.00	0.04
Elasticidad de la brecha del producto respecto a las expectativas	0.3	0.25	0.08	0.04	0.02	0.14
Persistencia de la tasa de interés natural	0.5	0.15	0.57	0.55	0.41	0.73
Persistencia de la tasa de interés externa natural	0.5	0.15	0.39	0.36	0.17	0.57
Persistencia de la brecha de la tasa de interés externa	0.5	0.15	0.46	0.51	0.20	0.73
Persistencia del choque de IS	0.5	0.15	0.51	0.59	0.28	0.76

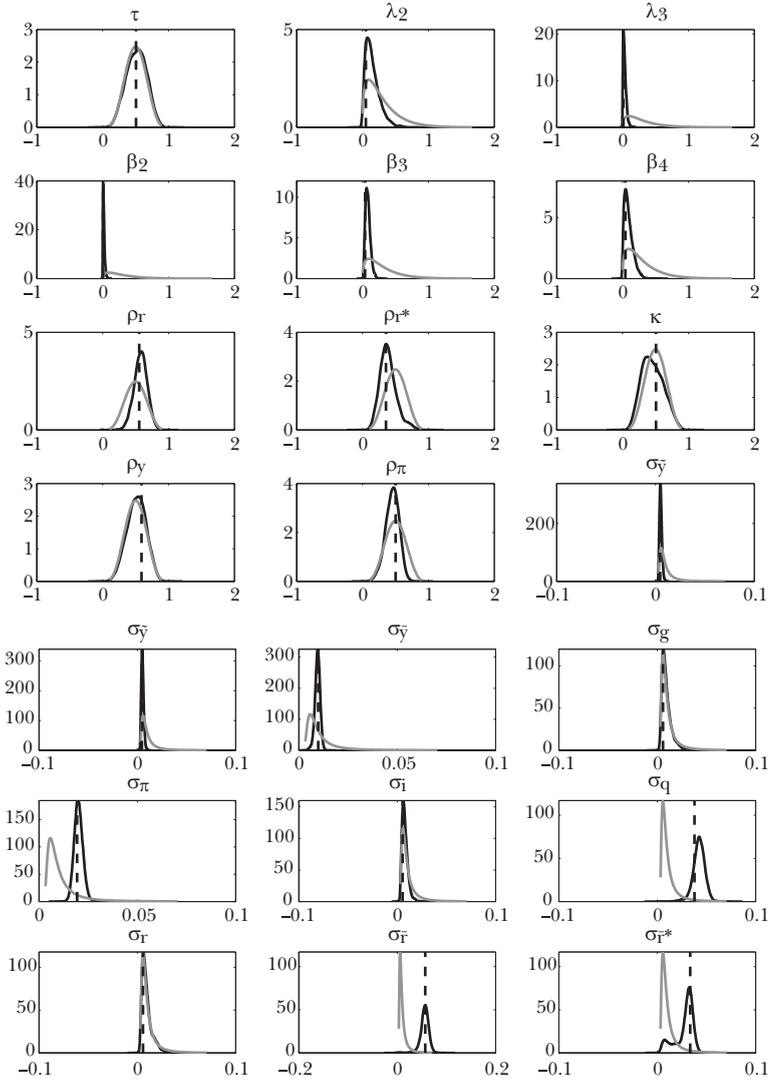
Persistencia del choque de la curva de Phillips	ρ_{π}	0.5	0.15	0.45	0.5	0.09	0.28	0.62
Desviación estándar del choque de la curva de IS	σ_y	0.013	∞	0.005	0.005	0.001	0.003	0.007
Desviación estándar del choque del producto potencial	$\sigma_{\bar{y}}$	0.013	∞	0.010	0.010	0.001	0.007	0.012
Desviación estándar del choque de crecimiento	σ_g	0.013	∞	0.010	0.006	0.002	0.003	0.017
Desviación estándar del choque de la curva de Phillips	σ_{π}	0.013	∞	0.020	0.019	0.002	0.016	0.024
Desviación estándar del choque de la tasa de interés nominal	σ_i	0.013	∞	0.008	0.005	0.002	0.004	0.012
Desviación estándar del choque del tipo de cambio potencial	σ_q	0.013	∞	0.042	0.038	0.007	0.033	0.052
Desviación estándar del choque de UIP	σ_r	0.013	∞	0.010	0.006	0.002	0.003	0.017
Desviación estándar del choque de la tasa de interés real natural	$\sigma_{\bar{r}}$	0.013	∞	0.056	0.057	0.006	0.043	0.069
Desviación estándar del choque de tasa de interés natural exterior	σ_r^*	0.013	∞	0.028	0.033	0.003	0.008	0.039
Desviación estándar del choque de la tasa de interés externa	σ_r^e	0.013	∞	0.016	0.006	0.003	0.004	0.032

782.7967

Verosimilitud marginal

Figure 11

PREVIAS Y POSTERIORES: MODELO PROSPECTIVO



Funciones de densidad previas y posteriores para los parámetros estimados. Las funciones previas están en gris y las posteriores en negro. La línea discontinua vertical señala el promedio del parámetro posterior. Los cálculos se realizaron utilizando Dynare.

E.2 Estimación condicionada

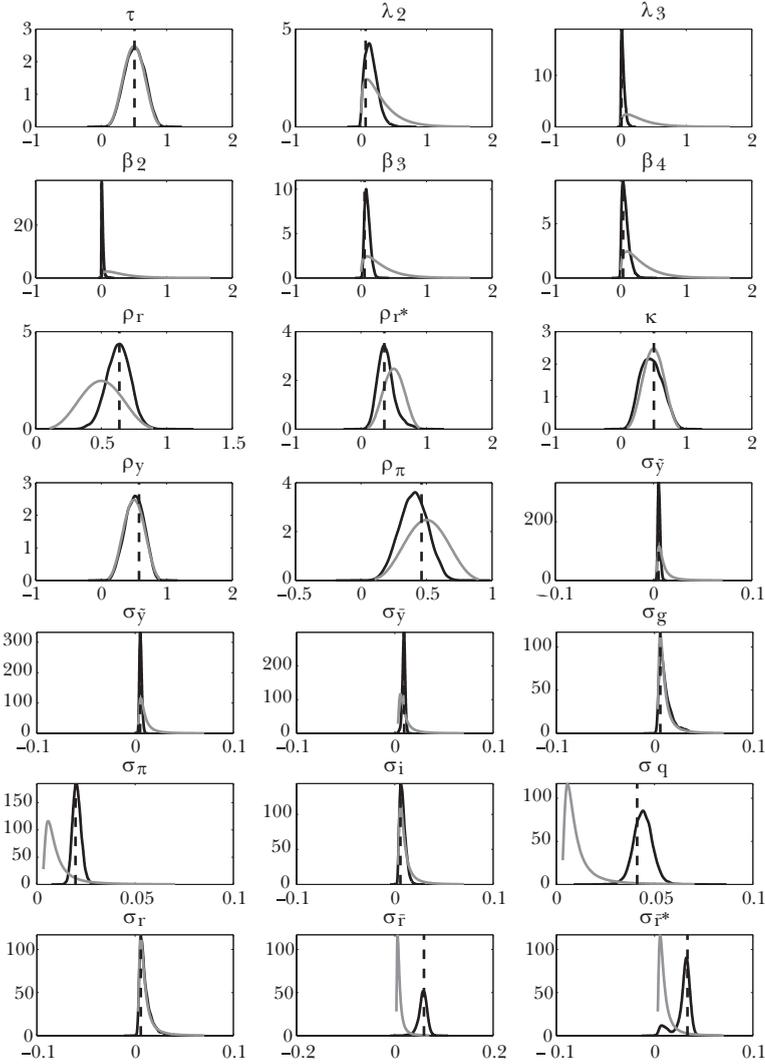
Cuadro A.7

RESULTADOS DE LA ESTIMACIÓN: MODELO PROSPECTIVO

Parámetro	Anterior		Posterior		HPD 90 %		
	Media	DE	Media	Modo	Inferior	Superior	
Persistencia del proceso de crecimiento	τ	0.5	0.15	0.51	0.18	0.25	0.74
Elasticidad de la inflación respecto a la brecha del producto	λ_2	0.3	0.25	0.16	0.07	0.01	0.29
Elasticidad de la inflación respecto a la depreciación	λ_3	0.3	0.25	0.04	0.02	0.00	0.07
Elasticidad de la brecha del producto respecto a la brecha de interés real	β_2	0.3	0.25	0.07	0.05	0.00	0.15
Elasticidad de la brecha del producto respecto a la brecha del tipo de cambio	β_3	0.3	0.25	0.02	0.01	0.00	0.04
Elasticidad de la brecha del producto respecto a las expectativas	β_4	0.3	0.25	0.10	0.03	0.03	0.16
Persistencia de la tasa de interés natural	ρ_r	0.5	0.15	0.63	0.08	0.48	0.78
Persistencia de la tasa de interés externa natural	ρ_r^*	0.5	0.15	0.38	0.09	0.17	0.58
Persistencia de la brecha de la tasa de interés externa	κ	0.5	0.15	0.47	0.18	0.20	0.73
Persistencia del choque de IS	ρ_y	0.5	0.15	0.51	0.14	0.28	0.75

Gráfica 12

PREVIAS Y POSTERIORES: MODELO PROSPECTIVO



Funciones de densidad previas y posteriores para los parámetros estimados. Las funciones previas están en gris y las posteriores en negro. La línea discontinua vertical señala el promedio del parámetro posterior. Los cálculos se realizaron utilizando Dynare.

Bibliografía

- Adjemian, S., H. Bastani, M. Juillard, F. Mihoubi, G. Perendia, M. Ratto y S. Villemot (2011), *Dynare: Reference Manual, versión 4*, Dynare Working Papers 1, Cepremap.
- Alfonso, V. A., L. E. Arango, F. Arias y J. D. Pulido (2011), *Ciclos de negocios en Colombia: 1980-2010*, Borradores de Economía, núm. 651, Banco de la República.
- An, S., y F. Schorfheide (2007), “Bayesian Analysis of DSGE Models”, *Econometric Reviews*, vol. 26, núms. 2-4, pp. 113-172.
- Berg, A., P. D. Kara y D. Laxton (2006), *Practical Model-based Monetary Policy Analysis – A How-to Guide*, IMF Working Papers, núm. 06/81, Fondo Monetario Internacional.
- Blinder, A. S. (1999), *Central Banking in Theory and Practice*, vol. 1, MIT Press Books, The MIT Press.
- Canova, F. (2007), *Methods for Applied Macroeconomic Research*, Princeton University Press.
- Castillo, P., C. Montoro y V. Tuesta (2006), “Estimación de la tasa natural de interés para la economía peruana”, *Monetaria*, vol. XXIX, núm. 3, pp. 261-298.
- Christiano, L. J., M. Trabandt y K. Walentin (2010a), “DSGE Models for Monetary Policy Analysis”, en B. M. Friedman y M. Woodford (eds.), *Handbook of Monetary Economics*, Elsevier, vol. 3, capítulo 7, pp. 285-367.
- Christiano, L. J., M. Trabandt y K. Walentin (2010b), *Involuntary Unemployment and the Business Cycle*, NBER Working Papers, núm. 15801, National Bureau of Economic Research.
- Cobo, A. (2004), *Output Gap in Colombia: An Eclectic Approach*, Borradores de Economía, núm. 327, Banco de la República.
- Echavarría, J. J., E. López, M. Misas, J. Téllez y J. C. Parra (2007), “La tasa de interés natural en Colombia”, *Ensayos sobre Política Económica*, vol. 25, núm. 54, pp. 44-89.
- Galí, J., y M. Gertler (1999), “Inflation Dynamics: A Structural Econometric Analysis”, *Journal of Monetary Economics*, vol. 44, núm. 2, pp. 195-222.
- Garnier, J., y B.R. Wilhelmsen (2009), “The Natural Rate of Interest and the Output Gap in the Euro Area: A Joint Estimation”, *Empirical Economics*, vol. 36, núm. 2, pp. 297-319.
- Giraldo, A., M. Misas y E. Villa (2011), “Reconstructing the Recent Monetary Policy History of Colombia from 1990 to 2010”, *Ensayos sobre Política Económica*, vol. 30, núm. 67, pp. 54-103.

- Gómez, J., y J. M. Julio (1998), "Output Gap Estimation, Estimation Uncertainty and its Effect on Policy Rules", *Ensayos sobre Política Económica*, 34, pp. 89-117.
- González, E., L. F. Melo, L. E. Rojas y B. R. Rojas (2011), "Estimations of the Natural Rate of Interest in Colombia", *Money Affairs*, vol. XXIV, núm. 1, pp. 33-75.
- Harvey, A. C., y A. Jaeger (1993), "Detrending, Stylized Facts and the Business Cycle", *Journal of Applied Econometrics*, vol. 8, núm. 3, pp. 231-47.
- Julio, J. M. (2011), *The Hodrick-Prescott Filter with Priors: Linear Restrictions on HP Filters*, MPRA Paper 34202, University Library of Munich.
- Laubach, T., y J. C. Williams (2003), "Measuring the Natural Rate of Interest", *The Review of Economics and Statistics*, vol. 85, núm. 4, pp. 1063-1070.
- Mesonnier, J. S., y J. P. Renne (2007), "A Time-varying Natural Rate of Interest for the Euro Area", *European Economic Review*, vol. 51, núm. 7, pp. 1768-1784.
- Orphanides, A., y J. C. Williams (2002), "Robust Monetary Policy Rules with Unknown Natural Rates", *Brookings Papers on Economic Activity*, vol. 33, núm. 2, pp. 63-146.
- Rodríguez, N., J. L. Torres y A. Velasco (2006), *Estimating an Output Gap Indicator Using Business Surveys and Real Data*, Borradores de Economía, núm. 392, Banco de la República.
- Rudebusch, G., y L. E. Svensson (1999), "Policy Rules for Inflation Targeting", en *Monetary Policy Rules*, University of Chicago Press, pp. 203-262.
- Smets, F., y R. Wouters (2007), "Shocks and Frictions in US Business Cycles: A Bayesian DSGE Approach", *American Economic Review*, vol. 97, núm. 3, pp. 586-606.
- Taylor, J. B. (1993), "Discretion versus Policy Rules in Practice", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, vol. 39, núm. 1, pp. 195-214.
- Taylor, J. B. (1999), *Monetary Policy Rules*, núm. tay199-1, NBER Books, National Bureau of Economic Research, Inc.
- Torres, J. L. (2007), *La estimación de la brecha del producto en Colombia*, Borradores de Economía, núm. 462, Banco de la República.
- Woodford, M. (2003a), *Interest and Prices: Foundations of a Theory of Monetary Policy*, Princeton University Press.
- Woodford, M. (2003b), "Optimal Interest-rate Smoothing", *Review of Economic Studies*, vol. 70, núm. 4, pp. 861-886.

Josué Fernando Cortés Espada

Estimación del traspaso del tipo de cambio a los precios en México

Resumen

En este documento se cuantifica la magnitud del traspaso del tipo de cambio a los precios al consumidor en México. Adicionalmente, se analiza si la dinámica de dicho traspaso se ha modificado en los últimos años. Lo anterior se realiza mediante una metodología que genera resultados congruentes con la jerarquía implícita en el INPC. Los resultados sugieren que el coeficiente de traspaso del tipo de cambio sobre el nivel general de precios es bajo y estadísticamente no significativo; sin embargo, dicho traspaso es positivo y significativo para los precios de las mercancías. Por otra parte, se encuentra que la trayectoria del traspaso del tipo de cambio sobre los precios disminuyó durante los años dos mil y la depreciación observada en 2011 no modificó dicha trayectoria.

Palabras clave: depreciación, inflación, traspaso del tipo de cambio, elasticidad de traspaso.

Clasificación JEL: E31, F31, F41

Abstract

This paper estimates the magnitude of the exchange rate pass-through to consumer prices in Mexico. Moreover, it analyzes

Dirección General de Investigación Económica, Banco de México
<jfcortes@banxico.org.mx>.

if the pass-through dynamics have changed in recent years. In particular, it uses a methodology that generates results consistent with the hierarchy implicit in the CPI. The results suggest that the exchange rate pass-through to the general price level is low and not statistically significant. However, the pass-through is positive and significant for goods prices. Furthermore, the exchange rate pass-through declined over the 2000s and the depreciation observed in 2011 did not change this trajectory.

Keywords: depreciation, inflation, exchange rate pass-through, pass-through elasticity.

JEL Classification: E31, F31, F41

1. INTRODUCCIÓN

En los últimos decenios gran número de economías emergentes abandonaron el modelo de tipo de cambio como ancla nominal y pasaron a uno de metas de inflación con libre flotación del tipo de cambio. Sumado a ello, recientemente se ha observado que el número de economías que presentan niveles de inflación bajos y estables ha ido en aumento. En ese contexto, la literatura que estudia el traspaso de las perturbaciones del tipo de cambio sobre las variaciones de los precios ha mostrado que cuando se alcanza un proceso inflacionario estable los beneficios del régimen de libre flotación son más evidentes, ya que, como Taylor (2000) señala, la magnitud del traspaso de las variaciones en el tipo de cambio a la inflación de los precios depende de la volatilidad del proceso inflacionario de estos últimos.

De esta forma, el objetivo de este documento es determinar si existe traspaso de las fluctuaciones del tipo de cambio sobre la inflación de los precios al consumidor en México, y cuantificar su magnitud. Además, se pondrá especial atención para determinar si la trayectoria de la inflación del índice nacional de precios al consumidor (INPC) de México se ha visto afectada por los recientes episodios de depreciación que ha mostrado la paridad cambiaria peso-dólar. En particular, se analiza la depreciación que registró dicha paridad cambiaria en la segunda parte de 2011, ocasionada por el deterioro del entorno económico mundial. En un inicio, los analistas económicos consideraron que parte del ajuste en el tipo de cambio se revertiría en un periodo relativamente corto. Si bien la mencionada reversión ocurrió, esta fue más lenta que lo previsto. Adicionalmente, a finales de 2011 el precio relativo de las mercancías respecto al de los servicios comenzó a aumentar, lo cual fue congruente con lo que el Banco de México tenía previsto que ocurriría como consecuencia del ajuste en el tipo de cambio; sin embargo, el ritmo de crecimiento de los precios de las mercancías fue mayor que el anticipado.

Para el caso de México, la relevancia del tema ha derivado en una vasta literatura que puede agruparse en dos rubros.

En primer lugar, se encuentran los estudios de Conesa (1998), González (1998), Garcés (2001), Goldfajn y Ribeiro da Costa (2000), Hausmann *et al.* (2000), Santaella (2002) y Schwartz *et al.* (2002), los cuales analizan el episodio de alta inflación anterior a la adopción del modelo de objetivos de inflación y señalan que existe un alto grado de traspaso de las perturbaciones del tipo de cambio sobre las variaciones de los precios. En segundo lugar, están los trabajos de Baqueiro *et al.* (2003) y Capistrán *et al.* (2012); en ellos se muestra que la hipótesis de Taylor (2000) parece cumplirse para México; es decir, a partir del cambio de persistencia de la inflación, documentado por Chiquiar *et al.* (2010), el grado de traspaso de las variaciones en el tipo de cambio a la inflación de los precios ha disminuido significativamente.

En este contexto, en el presente documento se desarrolla un modelo de vectores autorregresivos (VAR) similar al utilizado en la literatura sobre el tema; sin embargo, esta investigación se diferencia de los trabajos anteriores en cinco aspectos fundamentales:

- 1) Se utiliza una muestra con información actualizada hasta agosto de 2012. Esto permite analizar si los resultados encontrados por Capistrán *et al.* (2012) han cambiado; además, permite examinar el reciente episodio de depreciación del tipo de cambio ocurrido en 2011.
- 2) Se estiman los coeficientes de traspaso para los 16 principales grupos de agregación del INPC. Esto permite determinar qué grupos específicos de la canasta de los precios al consumidor se ven afectados por las fluctuaciones en el tipo de cambio. En trabajos como el de Capistrán *et al.* (2012) se analizó el impacto a lo largo de la cadena de distribución, pero no se realizó la desagregación del INPC. Dado que en este trabajo el objetivo principal es analizar el efecto de las fluctuaciones en el tipo de cambio en los precios al consumidor no se analiza la repercusión a lo largo de la cadena de distribución.

- 3) Se utiliza el método de agregación óptima propuesto por Hyndman *et al.* (2007) para los distintos subíndices del INPC. Esta metodología tiene la propiedad de generar estimaciones que cumplen con la estructura jerárquica del INPC. Adicionalmente, minimiza la distancia entre las estimaciones que se realizan de manera independiente para cada uno de los subíndices y las estimaciones obtenidas a partir de los grupos más bajos de agregación. Esto se realiza modificando las estimaciones de los niveles más bajos hasta que se minimiza esta distancia, de esta forma se obtienen estimaciones que utilizan un conjunto de información más amplio y que cumplen con las jerarquías. Es importante señalar que es la primera vez que se utiliza el método de agregación óptima para analizar el traspaso de los movimientos en el tipo de cambio a la inflación, en el contexto de un modelo VAR.¹
- 4) Se analiza cómo ha cambiado la trayectoria del coeficiente de traspaso de las variaciones del tipo de cambio. Si bien en Capistrán *et al.* (2012) se estimó dicha trayectoria mediante una regresión bivariada entre la inflación y el tipo de cambio con ventanas móviles, en este trabajo se realiza la estimación mediante un modelo VAR también con la metodología de ventanas móviles. De esta forma se elimina el posible sesgo causado al no incluir las fluctuaciones de la actividad real, la tasa de interés y otras variables externas.
- 5) Se cuantifica el traspaso que se ocasionó por la depreciación ocurrida a mediados de 2011. En particular, se realiza un ejercicio contrafactual en el que se estima la magnitud en la que el choque sufrido por el tipo de cambio, en la segunda parte de 2011, impactó a los precios al consumidor en México.

¹ Para el caso de México, dicho método fue aplicado por Capistrán *et al.* (2010) para agregar pronósticos de los índices de precios al consumidor.

Los resultados sugieren que el coeficiente de traspaso de las perturbaciones del tipo de cambio sobre la inflación general de los precios al consumidor en México es bajo y estadísticamente no significativo durante el periodo de junio de 2001 a agosto de 2012; sin embargo, dicho traspaso es positivo y significativo para los precios de las mercancías, lo cual es ocasionado por el traspaso positivo y significativo sobre los precios de las mercancías no alimenticias. Ello se debe a que los precios de estos grupos se determinan en buena medida en el mercado internacional. Lo anterior coincide con que únicamente para esos grupos las variaciones en el tipo de cambio explican parte importante de las fluctuaciones de sus precios. Por otra parte, se encuentra que durante los años dos mil, la trayectoria del traspaso del tipo de cambio sobre el nivel general de precios pasó de niveles positivos y significativos a valores estadísticamente nulos; además, la depreciación que sufrió el tipo de cambio en 2011 no modificó esta trayectoria.

El resto del documento se organiza de la siguiente manera: en la segunda sección se presenta el modelo VAR mediante el cual se cuantifica el traspaso de las fluctuaciones del tipo de cambio a la inflación, así como el método de agregación para los distintos subíndices del INPC; el efecto de la depreciación cambiaria en los precios al consumidor se trata en la tercera sección; por último, la cuarta sección presenta algunas consideraciones finales.

2. METODOLOGÍA

Con el propósito de cuantificar la magnitud del traspaso que generan las perturbaciones del tipo de cambio sobre la inflación de los precios al consumidor, en esta sección se presenta un modelo de vectores autorregresivos (VAR) similar al utilizado por Capistrán *et al.* (2012), y que será la base de las estimaciones en esta investigación. Adicionalmente, para que los resultados generados por dicho modelo respeten las jerarquías y ponderaciones que presentan los grupos que forman

la canasta del INPC se utiliza el método de agregación desarrollado por Hyndman *et al.* (2007).

2.1 Modelo

Para analizar el traspaso de las fluctuaciones del tipo de cambio sobre la inflación de los precios al consumidor en México, se estima un modelo VAR. Esta estrategia de modelado fue introducida por Sims (1980) como alternativa a los modelos macroeconómicos estructurales, los cuales generalmente se convertían en grandes sistemas de ecuaciones que necesitaban de una gran cantidad de restricciones para su solución. Su importancia radica en que este tipo de modelos permite analizar la dinámica entre un conjunto de variables que son potencialmente endógenas, lo cual es muy común cuando se estudian series macroeconómicas. En particular, este modelo permite analizar la dinámica entre las perturbaciones que afectan al tipo de cambio y a la inflación de los precios al consumidor, controlando por la dinámica de otras variables macroeconómicas. Por ello, en los trabajos de Capistrán *et al.* (2012), Choudhri *et al.* (2005), Hahn (2003), McCarthy (2007) y Stulz (2007) se ha optado por esta técnica para la estimación de dicho traspaso.

El periodo de análisis que se utiliza para la estimación del modelo VAR abarca información desde junio de 2001 hasta agosto de 2012.² La selección del inicio de la muestra en ese punto se debe a dos factores: primero, como se ha mencionado, Chiquiar *et al.* (2010) muestran que a partir de 2001 la inflación pasó de ser un proceso con tendencia estocástica a uno estacionario; segundo, en el análisis de Capistrán *et al.* (2012) se muestra que el coeficiente de traspaso sufrió un cambio entre el periodo de enero de 1997 a mayo de 2001 con respecto al de junio de 2001 a diciembre de 2010, por tanto, dado que el análisis que se realizará se basa en el periodo en que la inflación ha mostrado niveles bajos

² El fin del periodo lo determina la disponibilidad de información del IGAE al momento del cálculo de este documento.

y estables, se utilizará únicamente el último intervalo de tiempo pero actualizado hasta agosto de 2012. De esta forma, también se podrá analizar si los resultados obtenidos por dichos autores siguen siendo válidos a pesar de la depreciación ocurrida en 2011.

El modelo se compone de un vector de variables endógenas que está definido por: índice global de la actividad económica (*IGAE*); tasa de interés de Cetes a 28 días (*R*); tipo de cambio pesos por dólar (*TC*), y el índice nacional de precios al consumidor (*INPC*). Adicionalmente, se introducen las siguientes variables exógenas: índice de producción industrial de EUA (*PI*), tasa de bonos del Tesoro a un mes (*R**), índice de precios al consumidor de EUA (*IPC*) y un índice de precios internacionales de las materias primas (*P^{com}*).³ Dicha selección de variables se incluye debido a que son las que comúnmente, de acuerdo con la literatura nekeynesiana reciente, caracterizan las condiciones de equilibrio en economías aceptantes de precios como México (es decir, pequeñas y abiertas). El supuesto de exogeneidad implica que las variables externas afectan a las variables nacionales pero no a la inversa, ya que el modelo representa a México como una economía aceptante de precios en escala mundial. Al igual que en

³ Al igual que en el estudio de Capistrán *et al.* (2012), cada uno de los controles exógenos utilizados mostró ser estadísticamente significativo al menos para una de las variables endógenas que se usaron. En particular, considerando la muestra de junio de 2001 a agosto de 2012 para el modelo que utiliza al INPC se obtiene lo siguiente: mientras que la actividad económica de EUA afecta a la de México, la tasa de bonos del Tesoro hace lo propio con la tasa de Cetes. Por su parte, las variaciones de los precios al consumidor en el extranjero muestran un efecto estadísticamente significativo sobre el IGAE y el tipo de cambio. Finalmente, los precios internacionales de las materias primas afectan a la paridad cambiaria. Los resultados de las desagregaciones del INPC son similares, aunque presentan algunas particularidades; por ejemplo, para el caso del subíndice de precios de las mercancías no alimenticias se encuentra que la inflación de EUA sí tiene repercusión estadísticamente significativa sobre la inflación del mismo.

el modelo utilizado por Capistrán *et al.* (2012), con excepción de la tasa de interés de los Cetes y la tasa de bonos del Tesoro, las cuales se definen en puntos porcentuales, el resto de las variables se presentan en variaciones anuales expresadas en porcentajes. Ello permite que, para el periodo de estudio, las variables utilizadas en el cálculo sean estacionarias. Más aún, con esta especificación las raíces del polinomio característico del modelo cumplen con los criterios de estacionariedad establecidos por Lütkepohl (2006, capítulo 2.1).

Se utiliza un mecanismo recursivo para identificar el traspaso de los choques al tipo de cambio sobre las demás variables endógenas, en particular, se utiliza la descomposición de Cholesky.⁴ Mediante dicho mecanismo se obtiene una transformación de la matriz de varianza-covarianza de los choques a partir de una matriz triangular inferior. Por lo tanto, un choque en la primera variable afectará de manera contemporánea a las demás, mientras que uno sobre la última variable mostrará un efecto con un rezago sobre el resto. Con base en lo anterior, se realizaron diversos ordenamientos para las variables endógenas antes mencionadas; sin embargo, los resultados mostraron robustez ante dichas variaciones por lo cual se utiliza el mismo orden que se usó en Capistrán *et al.* (2012).

De tal modo, los precios se ordenan después que el tipo de cambio; en este sentido los choques al segundo se transfieren inmediatamente a los primeros. Por su parte, la tasa de interés se ubica antes que ambas variables; ello implica que la autoridad monetaria reacciona a los choques cambiarios e inflacionarios con un periodo de rezago. Al igual que Capistrán *et al.* (2012), y siguiendo a Peersman y Smets (2001) y a Kim y Roubini (2000), el IGAE se sitúa en la primera posición; de esta forma, se obtiene que la actividad real reacciona con un rezago ante choques en la tasa de interés, mientras que el

⁴ Para detalles de la descomposición de Cholesky, ver Hamilton (1994).

tipo de cambio y los precios responden de manera contemporánea a los choques en el IGAE y en la tasa de interés. Esta especificación también ha sido utilizada para analizar el traspaso del tipo de cambio a precios por Choudhri *et al.* (2005), Hahn (2003) y McCarthy (2007).

Con base en lo anterior, el modelo se puede expresar de la siguiente forma:

$$1 \quad y_t = c + A(L)y_{t-1} + B(L)x_t + u_t,$$

donde:

$$y_t = \left[\Delta_{12} \ln IGAE_t, R_t, \Delta_{12} \ln TC_t, \Delta_{12} \ln INPC_t \right],$$

$$x_t = \left[\Delta_{12} \ln PI_t, R_t^*, \Delta_{12} \ln IPC_t, \Delta_{12} \ln P_t^{com} \right].$$

$A(L)$ y $B(L)$ son matrices de polinomio en el operador de retardo L ; c es un vector de constantes; u_t es un vector de residuos; y $\Delta_{12} \ln z_t$ representa la duodécima diferencia logarítmica de la variable z_t . Finalmente, se puede observar que el modelo por estimar está en forma reducida, lo cual significa que ninguna variable endógena afecta de manera contemporánea a las otras.

2.2 Agregación de los resultados

Con base en el modelo VAR desarrollado en la sección anterior, se estima el traspaso de las variaciones del tipo de cambio sobre los 16 grupos de mayor jerarquía dentro de la agregación del INPC, es decir, se estima un VAR independiente para cada uno de los siguientes índices de precios:

- Índice general (I_C).
- Subíndices: subyacente (I_S) y no subyacente (I_N).
- Grupos: mercancías (I_{SM}), servicios (I_{SS}), agropecuarios (I_{NA}), energéticos y tarifas autorizadas por el gobierno (I_{NE}).

- Subgrupos: alimentos, bebidas y tabaco (I_{SMA}), mercancías no alimenticias (I_{SMM}), vivienda (I_{SSV}), educación (I_{SSE}), resto de servicios (I_{SSR}), frutas y verduras (I_{NAF}), pecuarios (I_{NAP}), energéticos (I_{NEE}) y tarifas autorizadas por el gobierno (I_{NET}).

Este método, que considera la estimación del traspaso a los precios como si estos últimos fueran independientes entre sí será denominado de aquí en adelante *estimación directa*. Una vez que se estiman los 16 modelos de manera independiente, se utiliza el método recursivo (descomposición de Cholesky) para estimar el comportamiento de los precios ante un choque en el tipo de cambio, mediante funciones de respuesta al impulso. Sin embargo, los resultados obtenidos a partir del método de estimación directa no consideran las relaciones jerárquicas entre los 16 grupos que forman la canasta del INPC, los cuales siguen una agregación *bottom-up*, es decir, los grupos de mayor jerarquía se generan mediante promedios ponderados de los de menor nivel. Lo anterior implica que los resultados no mantendrán la congruencia que se observa en los índices de precios.

Para solucionar lo anterior, los resultados generados por el método de estimación directa se agregan con el procedimiento propuesto por Hyndman *et al.* (2007), el cual se denominará *combinación óptima*. Este método combina la información de los índices agregados y básicos cumpliendo la jerarquía implícita en los grupos del INPC. Además, con ciertos supuestos se generan los estimadores que presentan la mínima varianza respecto a los resultados de la estimación directa. Dicho método de agregación fue aplicado por Capistrán *et al.* (2010) para pronósticos de índices de precios en México; sin embargo, hasta donde se tiene conocimiento, es la primera vez que se emplea para analizar el traspaso de las fluctuaciones del tipo de cambio a la inflación en el contexto de un modelo VAR.

Para coincidir con la notación de Hyndman *et al.* (2007), se define al INPC como el nivel 0 de agregación, a los subíndices como el nivel 1, los grupos representan el nivel 2 y por último

$$I_t = \begin{bmatrix} I_G \\ I_S \\ I_N \\ I_{SM} \\ I_{SS} \\ I_{NA} \\ I_{NE} \\ I_{SMA} \\ I_{SMM} \\ I_{SSV} \\ I_{SSE} \\ I_{SSR} \\ I_{NAF} \\ I_{NAP} \\ I_{NEE} \\ I_{NET} \end{bmatrix} \quad P = \begin{bmatrix} 0.15 & 0.20 & 0.19 & 0.05 & 0.18 & 0.04 & 0.05 & 0.10 & 0.05 \\ 0.19 & 0.26 & 0.24 & 0.07 & 0.24 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0.16 & 0.21 & 0.41 & 0.23 \\ 0.43 & 0.57 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0.44 & 0.12 & 0.43 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0.43 & 0.57 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0.64 & 0.36 \\ 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}$$

los subgrupos conforman al nivel 3 en la agregación del INPC; como se ha mencionado, estos cuatro niveles de agregación se componen de 16 series en total. Los datos correspondientes al periodo t para las series del nivel j se agrupan en el vector I_{jt} , de tal forma que el vector $I_t = [I_{0t}, I_{1t}, I_{2t}, I_{3t}]$ representa la información en t de los 16 índices. Adicionalmente, siguiendo lo realizado por Capistrán *et al.* (2010), se define una matriz P que, a diferencia de la matriz de unos y ceros utilizada por Hyndman *et al.* (2007), se compone por 16 filas que representan los pesos relativos que tienen cada uno de los subgrupos del nivel 3 dentro de cada uno de los índices de I_t . Dicha matriz P se presenta para los ponderadores del INPC con base en la segunda quincena de diciembre de 2010. Cabe mencionar que la matriz de ponderaciones se mantendrá constante para los ejercicios que se presentan en la siguiente sección.⁵

⁵ Si bien las ponderaciones del INPC sufrieron modificaciones, en junio de 2002 y diciembre de 2010, dichos cambios no muestran tener un efecto estadísticamente significativo sobre las estimaciones. Adicionalmente, debido a que el análisis del que es objeto este

De esta forma, se puede notar que con la matriz P se puede obtener la agregación de los 16 índices del INPC mediante el método *bottom-up* (I_t^{BU}) a partir de los nueve subgrupos del nivel 3, es decir, $I_t^{BU} = PI_{3t}$. Más aún, Hyndman *et al.* (2007) muestran que si \hat{I}_t son estimaciones independientes de los cuatro niveles de agregación, existe una matriz Q que produce combinaciones lineales de dichas estimaciones, con lo cual se generan las series \hat{I}_t que cumplen con las jerarquías implícitas en el cálculo del INPC.

2

$$\tilde{I}_t = PQ\hat{I}_t$$

Adicionalmente, dichos autores demuestran que bajo el supuesto de que los errores ε_{3t} existentes entre las estimaciones independientes del menor nivel (\hat{I}_{3t}) y las generadas por la fórmula anterior (\tilde{I}_{3t}) cumplen con la jerarquía implícita en la matriz P , es decir, si los errores de todos los niveles de agregación, $\varepsilon_t = [\varepsilon_{0t}, \varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t}, \varepsilon_{3t}]$ cumplen con una agregación *bottom-up*, $\varepsilon_t = P\varepsilon_{3t}$, la matriz $Q = (P'P)^{-1}P'$ genera la combinación (\tilde{I}_t^*) que, además de cumplir con la jerarquía de las series, minimiza la varianza respecto a las estimaciones independientes (\hat{I}_t).

3

$$\tilde{I}_t^* = P(P'P)^{-1}P'\hat{I}_t$$

Por lo tanto, el procedimiento de Hyndman *et al.* (2007) genera estimaciones a partir de la información utilizada para todos los niveles de agregación y no sólo para los menores, por lo cual, el conjunto de datos es más amplio que el utilizado por el método *bottom-up*. De esta forma, las estimaciones serán más eficientes que las generadas mediante este último, ya que el mismo está contenido en el espacio de posibles combinaciones generadas por la matriz Q .

trabajo toma lugar después del último cambio en los ponderadores, los resultados y las conclusiones no se ven afectados por dichas actualizaciones.

3. TRASPASO DEL TIPO DE CAMBIO SOBRE LOS PRECIOS

En esta sección se presentan cuatro ejercicios que permitirán determinar, además de la magnitud del traspaso de las perturbaciones del tipo de cambio sobre las variaciones de los precios al consumidor en México, si esta ha cambiado de diciembre de 2010 a la fecha y el comportamiento que el mismo ha tenido en los últimos decenios. Cabe mencionar que sólo se muestran los resultados del índice general, los subíndices subyacente y no subyacente, los grupos de servicios y mercancías, y la desagregación de este último, debido a la no significancia que muestran las demás canastas del INPC.⁶

3.1 Relación entre el INPC y el tipo de cambio

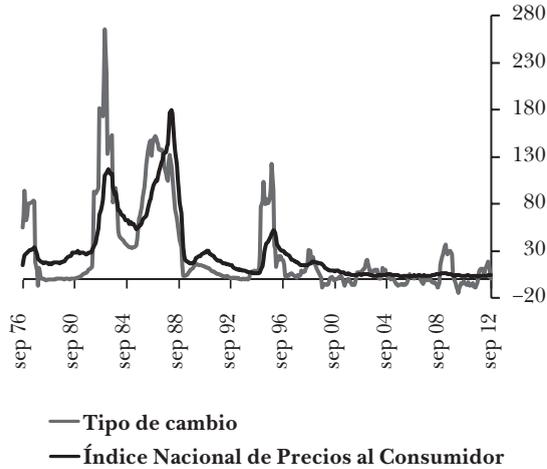
El primer punto por analizar es si efectivamente existe una correlación entre la inflación de los precios al consumidor y las variaciones de la paridad de pesos por dólar. Para ello, es importante señalar que el proceso de formación de precios en la economía mexicana ha cambiado significativamente desde 2001, cuando se adoptó el modelo de objetivos de inflación. Chiquiar *et al.* (2010) documentan que a partir de esta fecha la inflación pasó de ser un proceso con tendencia estocástica a uno que se puede caracterizar como estacionario. Aunado a esto, los procedimientos de revisión con que las empresas ajustan sus precios pasaron de ser predominantemente *dependientes del estado* a ser mayoritariamente *dependientes del tiempo* (Cortés, Murillo y Ramos-Francia, 2012).⁷ En contraste,

⁶ Los resultados de los grupos del INPC que no fueron incluidos están disponibles mediante petición al autor.

⁷ La revisión de precios *dependiente del tiempo* se define como aquella en la que las revisiones para realizar posibles cambios de precio se efectúan por parte de las empresas en periodos preestablecidos. En contraste, las estrategias *dependientes del estado* son en las que las revisiones de precios que realizan las empresas no tienen periodos preestablecidos y se llevan a cabo dependiendo de las circunstancias

Gráfica 1

ÍNDICE NACIONAL DE PRECIOS AL CONSUMIDOR Y TIPO DE CAMBIO
(variación anual)



Fuentes: Banco de México e Inegi.

Gagnon (2007) estima que, para el periodo anterior a la adopción de los modelos de objetivos de inflación, el proceso de formación de precios era predominantemente *dependiente del estado*.

Tomando en contexto lo anterior, en la gráfica 1 se puede observar un cambio en la relación que presenta la tasa de variación anual del INPC y la variación anual del tipo de cambio nominal.⁸ En esta se muestran datos desde 1976 hasta septiembre de 2012, como puede observarse, para el periodo de 1976 a 2000 ambas series se encontraban estrechamente correlacionadas (0.79), de hecho, se observa que las depreciaciones ocurridas en 1976-1977, 1982-1983,

que enfrenta la empresa tanto en el plano macroeconómico como microeconómico.

⁸ Esta gráfica es una actualización de la que se presentó en Capistrán *et al.* (2012). La interpretación es la misma aun con el aumento de la muestra hasta septiembre de 2012.

1987-1988 y 1995 fueron acompañadas por incrementos importantes en la inflación general. Sin embargo, a partir de la adopción del modelo de objetivos de inflación en 2001, el grado de correlación entre la inflación y la depreciación disminuyó (0.36), de tal forma que, en el entorno de inflación baja y estable que ha prevalecido en México durante los últimos años, el traspaso de las variaciones en el tipo de cambio a la tasa de variación de los precios parece haber sido bajo. En particular, la depreciación ocurrida entre 2008 y 2009 no muestra haber tenido efectos importantes sobre la inflación, a diferencia de las devaluaciones antes mencionadas. Para cuantificar dicho impacto se estima el modelo desarrollado en la sección anterior.

3.2 Estimación puntual

Una vez que se estima el modelo, se calculan las funciones de respuesta al impulso con el objetivo de determinar el traspaso de las perturbaciones en el tipo de cambio sobre la tasa de variación de los precios. Para facilitar la interpretación de los resultados generados a partir de la metodología desarrollada en la sección anterior, las gráficas 2 a 4 muestran el efecto en términos de elasticidades de traspaso acumulado, las cuales pueden interpretarse como los cambios en los precios, expresados en puntos porcentuales, ante una depreciación de un 1% en el tipo de cambio, es decir:

$$4 \quad PT_t = \frac{\Delta\%P_{t,t+\tau}}{\Delta\%TC_{t,t+\tau}},$$

donde $\Delta\%P_{t,t+\tau}$ es el cambio porcentual en el nivel de precios τ periodos después del choque, y $\Delta\%TC_{t,t+\tau}$ es el cambio porcentual en el tipo de cambio en el mismo periodo. De tal forma, el eje vertical se mide en puntos porcentuales y las respuestas son presentadas para un horizonte de 48 meses con intervalos al 90% de confianza, los cuales son una medida estándar en la literatura. Los errores estándar de las elasticidades se obtienen a partir de los generados para las

funciones de respuesta al impulso mediante mínimos cuadrados ordinarios.

En las gráficas 2a y 2b se presentan las estimaciones de la elasticidad de traspaso acumulado sobre el nivel general de precios, mediante el método de estimación directa, para el periodo estimado por Capistrán *et al.* (2012), el cual comprende de junio de 2001 a diciembre de 2010, y para el episodio de junio de 2001 a agosto de 2012, respectivamente. Los resultados muestran que la elasticidad de traspaso acumulada ha aumentado ligeramente de diciembre de 2010 a agosto de 2012; sin embargo, dichas diferencias no son estadísticamente significativas, ya que como se puede observar el efecto sigue siendo estadísticamente nulo. Ello muestra que la depreciación ocurrida en 2011 no ha modificado dicho traspaso de manera significativa. Adicionalmente, la gráfica 2c presenta los resultados obtenidos por el método de combinación óptima para el segundo periodo de estudio. Como se puede observar, la elasticidad de traspaso de las variaciones en el tipo de cambio sobre la inflación general de los precios no muestra diferencias estadísticamente significativas al variar el método de estimación, lo cual implica que las estimaciones de las elasticidades de traspaso son robustas al método utilizado.⁹

Los resultados anteriores se presentan puntualmente en el cuadro 1. Como informaron Capistrán *et al.* (2012), en 2010 la elasticidad de traspaso de los movimientos en el tipo de cambio sobre la inflación general de los precios al consumidor era de 0.02 a un año del choque y de 0.04 a cuatro años del mismo. Al actualizar dicho modelo con información hasta agosto de 2012, se estima una elasticidad de traspaso de 0.03, 12 meses después del choque, y de 0.07 a 48 meses; sin embargo, dicho efecto no es estadísticamente significativo. Por último, con el

⁹ Como es de esperarse, debido a que los resultados generados por el método de combinación óptima tienen la mínima varianza respecto a los obtenidos por el método de estimación directa, los resultados de ambos métodos para los demás niveles del INPC también presentan esta robustez.

Cuadro 1

ELASTICIDAD DE TRASPASO DEL TIPO DE CAMBIO AL INPC¹ (elasticidad de traspaso acumulado)				
	<i>Meses</i>			
	<i>12</i>	<i>24</i>	<i>36</i>	<i>48</i>
Junio de 2001 a diciembre de 2010	0.021	0.032	0.037	0.038
Estimación directa	(0.02)	(0.04)	(0.04)	(0.05)
Junio de 2001 a agosto de 2012	0.033	0.054	0.065	0.070
Estimación directa	(0.02)	(0.04)	(0.06)	(0.07)
Junio de 2001 a agosto de 2012	0.039	0.056	0.062	0.063
Combinación óptima	(0.03)	(0.06)	(0.08)	(0.09)

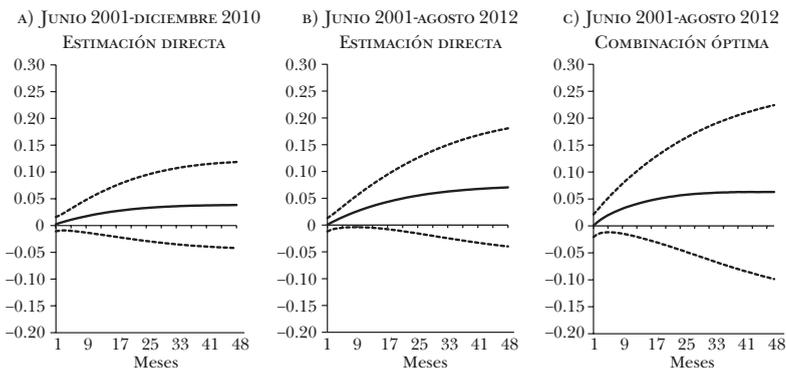
Fuente: cálculos propios con información de Banco de México e Inegi.
¹ Los datos entre paréntesis representan los errores estándar.

método de agregación óptima de Hyndman *et al.* (2007) se estima que el coeficiente de traspaso es de 0.04 un año después del choque y de 0.06 a cuatro años.

Con lo expuesto en la gráfica 2 y en el cuadro 1, se encuentra

Gráfica 2

EFFECTO DE LA DEPRECIACIÓN DEL TIPO DE CAMBIO SOBRE EL INPC¹
(elasticidad de traspaso acumulado)



Fuente: cálculos propios con información de Banco de México e Inegi.

¹ Las líneas punteadas son intervalos al 90 por ciento de confianza.

que los resultados no muestran diferencias estadísticamente significativas al variar el método de estimación (estimación directa o combinación óptima). Sin embargo, el método de combinación óptima satisface la estructura jerárquica del INPC y genera estimaciones basadas en un conjunto de información más amplio que el del método *bottom-up*. En particular, se generan las mejores estimaciones de los niveles más bajos (en el sentido de que minimizan la distancia respecto de las estimaciones directas), considerando las trayectorias que satisfacen las jerarquías. Ello implica que se combinan todos los conjuntos de información utilizados para calcular todas las estimaciones.

En el cuadro 2 se presentan los resultados para los diferentes subíndices de precios considerando el periodo de junio de 2001 a agosto de 2012. En el caso de los índices de precios subyacente y no subyacente se encuentra que la elasticidad de traspaso se ubica en 0.02 y 0.10, respectivamente a un año del choque, y alcanza un nivel a los 48 meses de 0.02 para el primero y de 0.13 para el segundo. Por su parte, la elasticidad de traspaso de los choques al tipo de cambio en el subíndice de precios de las mercancías es 0.07 a los 12 meses y de 0.17 a los cuatro años. En el caso del subíndice de precios de los servicios la elasticidad de traspaso es prácticamente cero tanto al año del choque, como en el largo plazo. Adicionalmente, en lo que se refiere a los subíndices de precios de alimentos, bebidas y tabaco y de las mercancías no alimenticias, las elasticidades de traspaso de los choques en el tipo de cambio son de aproximadamente 0.05 y 0.09 después de 12 meses y a los cuatro años llegan a ser de 0.13 y 0.19, respectivamente. Sin embargo, es importante destacar que los resultados de las estimaciones muestran que, únicamente en los precios de las mercancías, y de las mercancías no alimenticias, el coeficiente de traspaso del tipo de cambio es estadísticamente distinto de cero en el largo plazo (gráfica 3).

Hasta este punto, se ha determinado de qué manera afecta un choque en el tipo de cambio a los precios. Para complementar dicho análisis se presenta la descomposición de la varianza

Cuadro 2

ELASTICIDAD DE TRASPASO DEL TIPO DE CAMBIO A ÍNDICES DE PRECIOS

(elasticidad de traspaso acumulado, junio de 2001-agosto de 2012)

		<i>Meses</i>			
		<i>12</i>	<i>24</i>	<i>36</i>	<i>48</i>
INPC	Elasticidad	0.039	0.056	0.062	0.063
	Error estándar	(0.03)	(0.06)	(0.08)	(0.09)
Subyacente	Elasticidad	0.017	0.023	0.025	0.025
	Error estándar	(0.01)	(0.02)	(0.02)	(0.02)
Mercancías	Elasticidad	0.071	0.125	0.153	0.166
	Error estándar	(0.02)	(0.05)	(0.09)	(0.12)
Alimentos	Elasticidad	0.051	0.103	0.128	0.134
	Error estándar	(0.03)	(0.07)	(0.12)	(0.16)
Mercancías no alimenticias	Elasticidad	0.086	0.143	0.172	0.191
	Error estándar	(0.02)	(0.04)	(0.06)	(0.08)
Servicios	Elasticidad	0.002	0.000	-0.001	0.000
	Error estándar	(0.01)	(0.02)	(0.02)	(0.02)
No subyacente	Elasticidad	0.095	0.122	0.130	0.131
	Error estándar	(0.09)	(0.12)	(0.15)	(0.16)

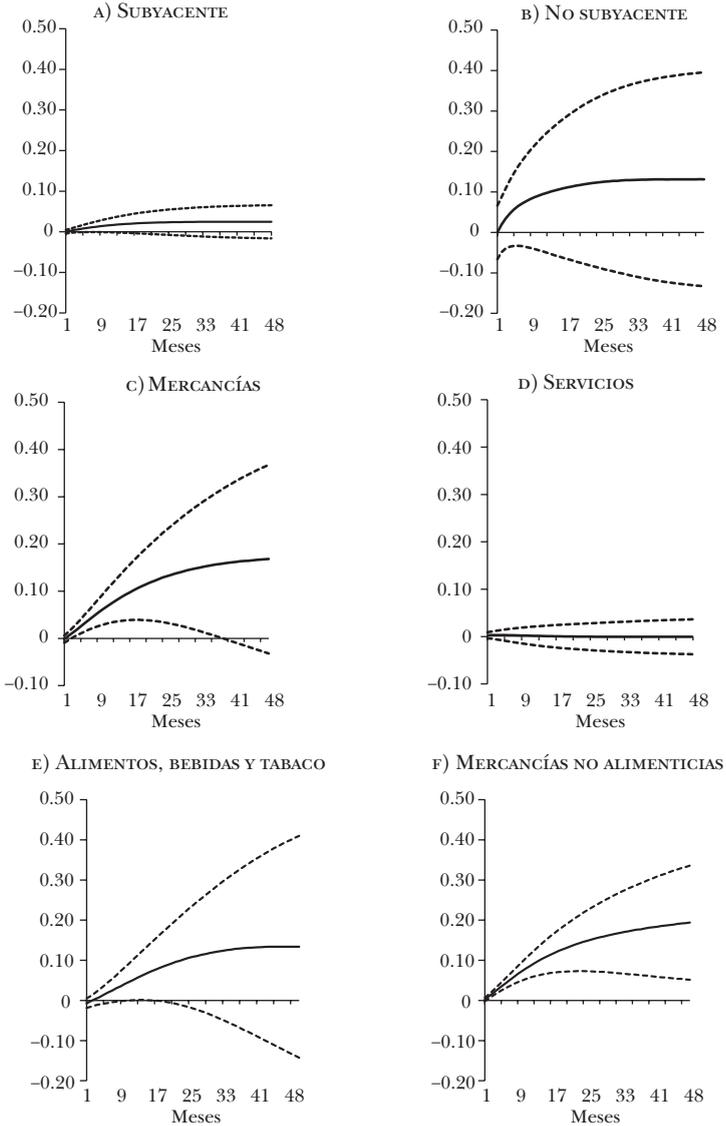
Fuente: cálculos propios con información de Banco de México e Inegi.

de la inflación utilizada por McCarthy (2007) para los distintos grupos del INPC. En particular, se analiza la contribución de las fluctuaciones del tipo de cambio sobre la varianza de los precios al consumidor durante el periodo de junio de 2001 a agosto de 2012. Los resultados se muestran en la gráfica 4 y complementan lo mencionado anteriormente. Se encuentra que sólo en el caso de las mercancías y de las mercancías no alimenticias una parte importante de su varianza se debe a movimientos en el tipo de cambio, ya que para los demás grupos la contribución de este último es estadísticamente no significativa.¹⁰

¹⁰ Los intervalos de confianza se obtienen mediante simulaciones Monte Carlo con 50,000 repeticiones.

Gráfica 3

EFFECTO DE LA DEPRECIACIÓN DEL TIPO DE CAMBIO SOBRE ÍNDICES DE PRECIOS¹ (elasticidad de traspaso acumulado, junio 2001-agosto 2012)

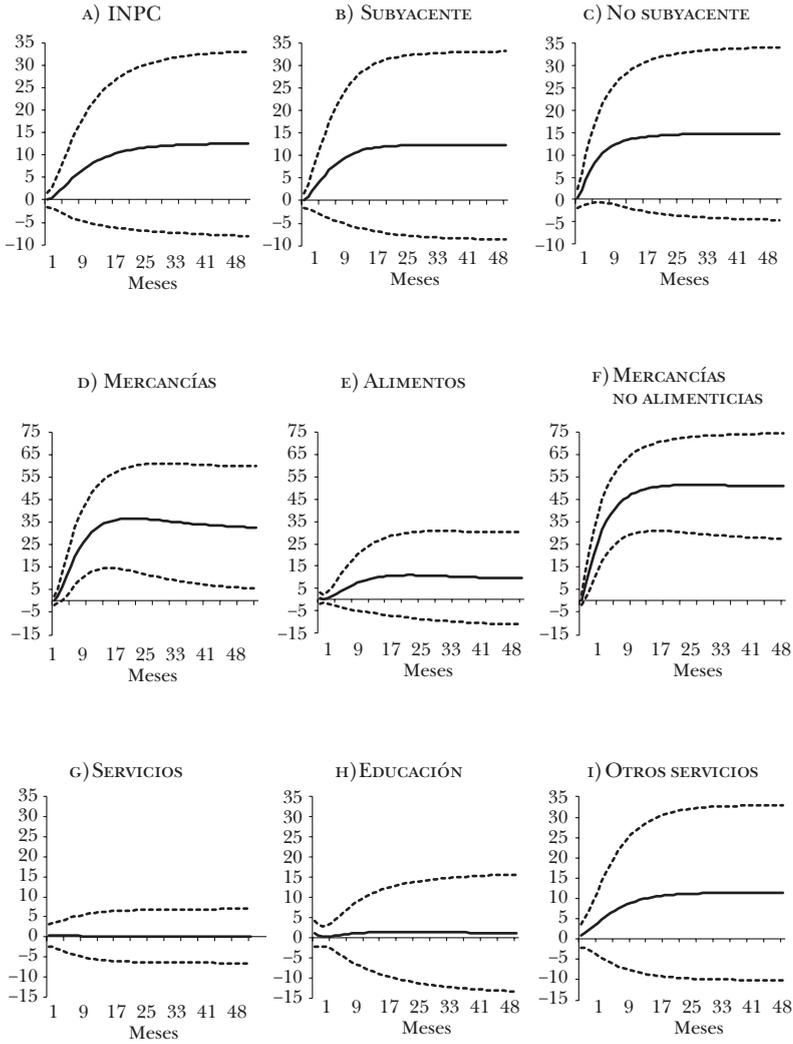


Fuente: cálculos propios con información de Banco de México e Inegi.

¹ Las líneas punteadas son intervalos al 90 por ciento de confianza.

Gráfica 4

VARIANZA DE LA INFLACIÓN DE LOS PRECIOS EXPLICADA POR EL TIPO DE CAMBIO (porcentaje, junio 2001-agosto 2012)



Fuente: cálculos propios con información de Banco de México e Inegi.

¹Las líneas punteadas son intervalos al 90 por ciento de confianza.

3.3 Estimación dinámica

Los resultados anteriores proporcionan un enfoque global, aunque puntual, de cómo se han visto afectados los precios al consumidor en México a causa de las perturbaciones que ha sufrido el tipo de cambio entre junio de 2001 y agosto de 2012; periodo en el cual la inflación ha mantenido un nivel bajo y estable. Sin embargo, analizar la dinámica que ha presentado el traspaso del tipo de cambio, al transitar de un periodo de altas tasas de inflación a uno de relativa estabilidad, puede aportar al análisis una manera de determinar si los resultados de la sección anterior son robustos al periodo de estudio, y más aún, si el traspaso del tipo de cambio sobre los precios no ha empezado a crecer debido a las recientes depreciaciones.

Un primer análisis de esto fue realizado por Capistrán *et al.* (2012). Mediante una regresión lineal con ventanas móviles de la inflación general anual con respecto a un rezago de la misma, una constante y la depreciación anual del tipo de cambio, se encuentra evidencia de que el traspaso de las perturbaciones en el tipo de cambio sobre las variaciones del nivel general de precios cambió en 2001 de niveles positivos y significativos a niveles estadísticamente nulos, lo cual coincide con el cambio mostrado en la dinámica de la tasa de inflación documentado por Chiquiar *et al.* (2010). Los resultados de dicha estimación se actualizaron a agosto de 2012 y se presentan en la gráfica 5a.

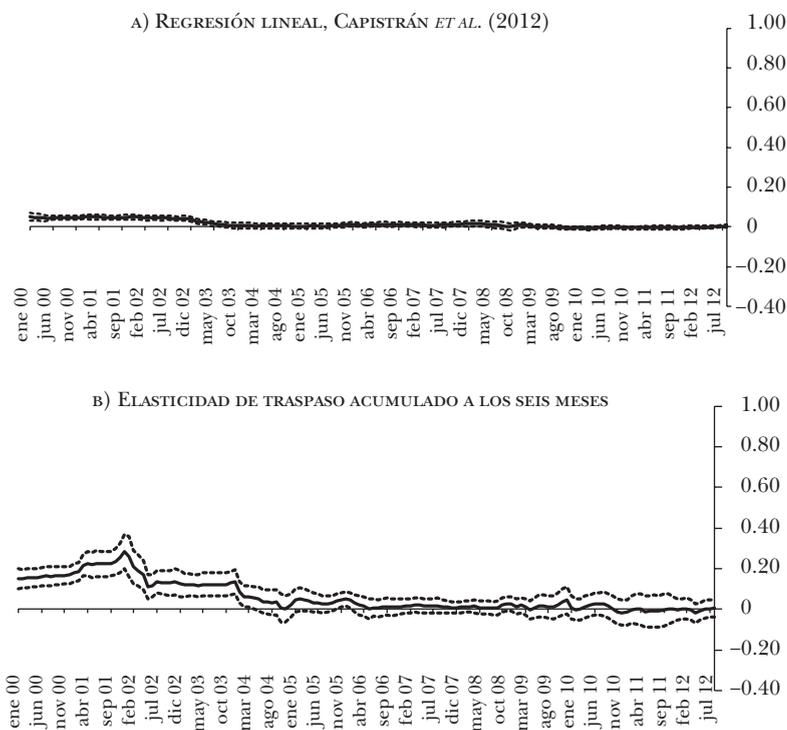
A diferencia de Capistrán *et al.* (2012), en esta sección se estima un modelo VAR con ventanas móviles utilizando el conjunto de variables descrito anteriormente. La muestra de datos incluye tanto el periodo de estabilidad como el de volatilidad que ha presentado la inflación en los últimos decenios, en particular se utilizan datos de 1994 a agosto de 2012. Es decir, se calcula la dinámica del coeficiente de traspaso controlando por el posible sesgo que se genera al excluir las variaciones de la actividad real, la tasa de interés y las variables macroeconómicas externas antes mencionadas. Aunado a ello, se aplica la metodología de la combinación óptima. Lo anterior se hace considerando el procedimiento de ventanas móviles con

seis años de amplitud. En particular, se realizan los cálculos mencionados en la estimación puntual para la primera ventana que abarca de enero de 1994 a enero de 2000, enseguida se hace lo propio para el periodo de febrero de 1994 a febrero de 2000, y así sucesivamente hasta llegar a la ventana de agosto de 2006 a agosto de 2012.

Este tipo de formulación permite analizar el comportamiento del coeficiente de traspaso, ya controlando por las variables mencionadas, a cualquier horizonte de tiempo y no únicamente el efecto contemporáneo determinado por el modelo

Gráfica 5a

TRASPASO DEL TIPO DE CAMBIO SOBRE EL INPC EN MÉXICO¹
(elasticidad de traspaso acumulado, junio 2001-agosto 2012)

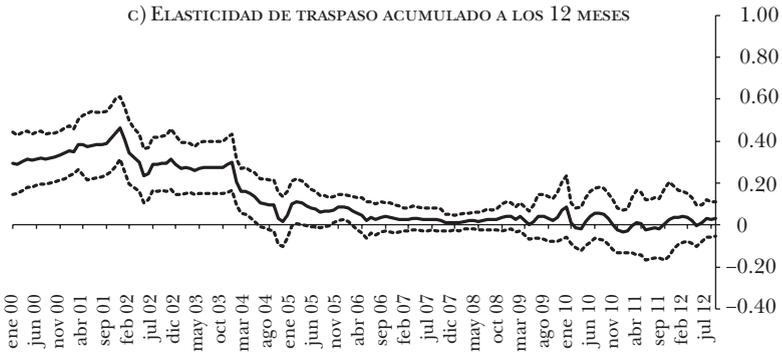


Fuente: cálculos propios con información de Banco de México e Inegi.

¹ Las líneas punteadas son intervalos al 90 por ciento de confianza.

Gráfica 5b

TRASPASO DEL TIPO DE CAMBIO SOBRE EL INPC EN MÉXICO¹ (elasticidad de traspaso acumulado, junio 2001-agosto 2012)



Fuente: cálculos propios con información de Banco de México e Inegi.

¹ Las líneas punteadas son intervalos al 90 por ciento de confianza.

de regresión lineal. Con base en ello, en las gráficas de la 5b a la 5d se presentan las estimaciones de dicho traspaso para horizontes de 6, 12 y 18 meses después de la ocurrencia del choque sobre el tipo de cambio.¹¹ Se observa que para cualquier horizonte de análisis, a principios de los años dos mil, el traspaso cambió de estar en niveles positivos y estadísticamente

¹¹ Los resultados para otros horizontes de tiempo presentan el mismo comportamiento que los mostrados en la gráfica 5.

significativos a ubicarse en niveles estadísticamente iguales a cero.¹² Además, se encuentra que a pesar de la depreciación ocurrida en la segunda mitad de 2011 el coeficiente de traspaso no ha cambiado su tendencia.

Con base en lo anterior, se confirma que el coeficiente de traspaso de las fluctuaciones del tipo de cambio sobre las variaciones de los precios ha sufrido un cambio de tendencia como mencionan Capistrán *et al.* (2012); sin embargo, a diferencia de la regresión bivariada realizada en ese trabajo, con este modelo se obtiene una mejor aproximación de la magnitud y trayectoria de dicho coeficiente, ya que en este sí se controla por la interacción con otras variables macroeconómicas. Adicionalmente, la magnitud de la elasticidad de traspaso encontrada para horizontes de 6, 12 y 18 meses antes de 2001 concuerda con los resultados mostrados por Capistrán *et al.* (2012) para el periodo anterior al modelo de objetivos de inflación, lo cual no puede obtenerse mediante la regresión lineal antes mencionada, debido a que en ella sólo se analiza el efecto contemporáneo del tipo de cambio sobre los precios.¹³

Adicionalmente, al utilizar el método de agregación óptima los resultados cumplen con la jerarquía implícita en los cálculos del INPC.¹⁴ Asimismo, se confirma lo establecido en la hipótesis de Taylor (2000), la cual señala que en un

¹² Como puede observarse, el cambio en la elasticidad de traspaso se observa alrededor del año 2004, lo cual varía de la fecha en que se adoptó el modelo de objetivos de inflación. Sin embargo, el desplazamiento se debe a que el uso de ventanas móviles provoca que el cambio se detecte después de que ocurrió, ya que las ventanas incluyen también datos anteriores a la fecha en que se dio dicho cambio.

¹³ En particular, Capistrán *et al.* (2012) encuentran que para el periodo de enero de 1997 a mayo de 2001 la elasticidad de traspaso era de 0.16, 0.33 y 0.49 para horizontes de 6, 12 y 18 meses respectivamente.

¹⁴ Para obtener los resultados con el procedimiento de combinación óptima es necesario aplicar la estimación puntual a los 16 índices más agregados del INPC. Sin embargo, dado que los resultados no presentan grandes particularidades, sólo se presentan los de la inflación general.

entorno de estabilidad de precios ocasionado por una política monetaria creíble, las empresas no transmiten completamente este tipo de choques en sus costos a los consumidores, ya que sus expectativas de inflación están bien ancladas.

3.4 Ejercicio contrafactual

Finalmente, en esta sección se estima el efecto que la depreciación del tipo de cambio observada desde agosto 2011 produjo en los precios al consumidor en México. Para ello, se aplica la metodología explicada antes para el periodo de junio de 2001 a julio de 2011, con el propósito de simular el efecto que se habría estimado en el momento de la depreciación.

En particular, a mediados de 2011 la economía mexicana se vio afectada por un choque al tipo de cambio, como reflejo del deterioro en el entorno económico externo, el cual se tradujo en una depreciación que llegó a superar el 18% entre julio y diciembre de ese año. Como consecuencia, la trayectoria observada del tipo de cambio superó a la que esperaban los analistas antes de que tuviera lugar el referido choque. Para definir la magnitud del choque sobre el tipo de cambio que será analizada en esta sección, en la gráfica 6 se presenta el tipo de cambio promedio de agosto de 2011 a septiembre 2012 (13.23 pesos por dólar) y la trayectoria promedio de lo que indicaban las expectativas en julio de 2011 (11.88 pesos por dólar).¹⁵ Como se puede advertir, el tipo de cambio promedio de agosto de 2011 a septiembre de 2012 resultó 11.42% más alto que el tipo de cambio promedio implícito en las expectativas de los analistas económicos.

Con el objetivo de determinar el efecto derivado de dicha depreciación en la inflación general y sus componentes, se supondrá que el choque de 11.42% se presentó en agosto de

¹⁵ Estas estimaciones fueron tomadas de la Encuesta de Expectativas de Analistas de Mercados Financieros realizada por Banamex, en la cual se esperaba un cierre de 11.80 pesos por dólar para 2011 y de 12.15 pesos por dólar para el 2012.

Gráfica 6

CHOQUE AL TIPO DE CAMBIO NOMINAL
(pesos por dólar)



Fuentes: Banco de México y Encuesta de Expectativas de Analistas de Mercados Financieros realizada por Banamex de julio de 2011.

2011. De esta forma, mediante el cálculo de la elasticidad de traspaso para el periodo mencionado, es posible determinar cuántos puntos porcentuales de la inflación de los distintos índices de precios se pueden atribuir al choque para los meses posteriores al mismo.

Los resultados obtenidos señalan que la depreciación del tipo de cambio que se presentó a partir de la segunda mitad de 2011 tuvo un efecto sobre la inflación general anual en septiembre de 2012 de 0.34 puntos porcentuales (cuadro 3). Esto significa que de la variación anual del INPC, que en septiembre de 2012 fue 4.77%, 34 puntos base se estima que habrían obedecido al efecto del ajuste no esperado en el tipo de cambio. Respecto a las inflaciones anuales subyacente y no subyacente se estima un efecto en septiembre de 2012 de 0.16 y 0.74 puntos porcentuales, respectivamente. En el caso de las inflaciones anuales de los grupos de las mercancías y de los servicios se estima un efecto de 0.82 y cero puntos en dicho mes. Por último, los efectos del choque sobre las inflaciones anuales de los

Cuadro 3

EFEECTO DE LA DEPRECIACIÓN SOBRE LA INFLACIÓN ANUAL		(puntos porcentuales)			
		<i>Dic.</i>	<i>Mar.</i>	<i>Ago.</i>	<i>Sep.</i>
		<i>2011</i>	<i>2012</i>	<i>2012</i>	<i>2012</i>
INPC	Inflación observada	3.82	3.73	4.57	4.77
	Choque	0.20	0.28	0.38	0.34
Subyacente	Inflación observada	3.35	3.31	3.70	3.61
	Choque	0.09	0.13	0.18	0.16
Mercancías	Inflación observada	4.52	4.51	5.23	5.24
	Choque	0.32	0.53	0.86	0.82
Alimentos	Inflación observada	7.32	6.63	6.81	6.91
	Choque	0.22	0.43	0.88	0.86
Mercancías no alimenticias	Inflación observada	2.39	2.89	4.01	3.96
	Choque	0.40	0.61	0.84	0.80
Servicios	Inflación observada	2.40	2.32	2.43	2.25
	Choque	0.05	0.04	0.00	-0.01
No subyacente	Inflación observada	5.34	5.12	7.58	8.81
	Choque	0.50	0.68	0.89	0.74

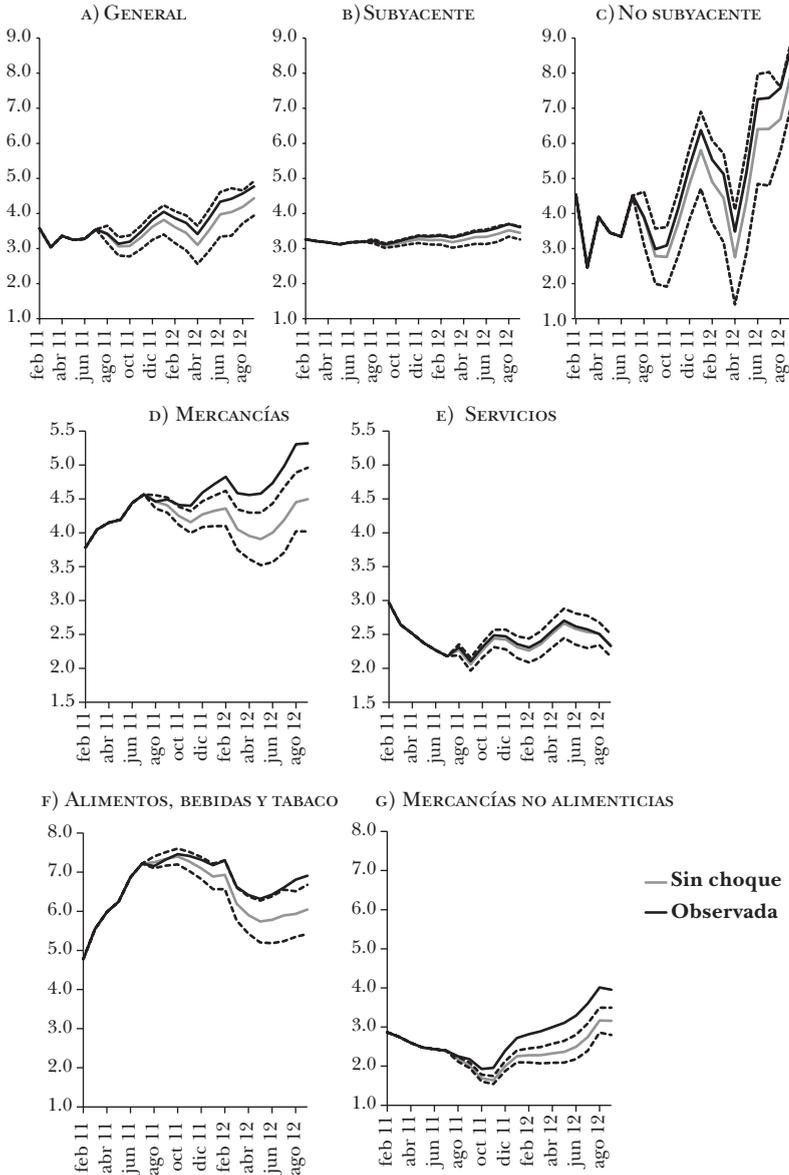
Fuente: cálculos propios con información de Banco de México e Inegi.

alimentos, bebidas y tabaco y las mercancías no alimenticias se estimaron en 0.86 y 0.80 puntos porcentuales. Sin embargo, es importante señalar que, al igual que en el periodo de junio de 2001 a agosto de 2012, el efecto de la depreciación del tipo de cambio únicamente es estadísticamente significativo para los precios de las mercancías, y en particular, para las mercancías no alimenticias (gráfica 7).

Con el propósito de analizar las trayectorias que se habrían observado de no presentarse el choque, y según los supuestos mencionados, se realiza un ejercicio contrafactual que muestra de manera más clara los resultados anteriores. Este ejercicio consiste en simular las trayectorias de los principales componentes del INPC en ausencia de la depreciación del tipo

Gráfica 7

EFECTO DE LA DEPRECIACIÓN DEL TIPO DE CAMBIO DE AGOSTO DE 2011 SOBRE LOS ÍNDICES DE PRECIOS (variación anual)



Fuente: cálculos propios con información de Banco de México e Inegi.

¹Las líneas punteadas son intervalos al 90 por ciento de confianza.

de cambio ocurrida a partir de agosto de 2011. Para ello se eliminó de la inflación acumulada, a partir de agosto de 2011, el efecto derivado del choque, con lo cual se construyeron nuevos índices que no tenían el efecto de este último. Lo anterior permite discernir entre qué grupos de los bienes y servicios de la canasta del INPC el traspaso de las variaciones en el tipo de cambio genera un efecto significativo.

En la gráfica 7 se presentan las inflaciones observadas y las inflaciones simuladas mediante el ejercicio contrafactual, así como los intervalos de confianza alrededor de las trayectorias contrafactuales. Los resultados se presentan para los mismos índices de precios utilizados en el ejercicio anterior. Se observa que el efecto sobre los dos niveles de mayor agregación del INPC es no significativo (gráficas 7a-7c). Adicionalmente, dentro del subíndice subyacente se confirma que el efecto del tipo de cambio se genera en el grupo de las mercancías y no en el de los servicios (gráficas 7d-7e). Finalmente, y como se ha mencionado, el traspaso sobre la inflación de las mercancías se debe a la tasa de variación de los precios de las mercancías no alimenticias (gráficas 7f-7g).

4. CONSIDERACIONES FINALES

La inflación pasó de niveles altos y volátiles a escenarios de relativa estabilidad en un gran número de economías emergentes, lo cual se acompañó de la adopción de modelos de objetivos de inflación y del abandono del tipo de cambio como ancla nominal. De esta forma, y en línea con la teoría económica, dichas economías han empezado a gozar de los beneficios del régimen de libre flotación cambiaria, ya que en entornos de inflación baja y estable, y en presencia de una política monetaria creíble y eficiente, el traspaso de los choques de costos externos a los consumidores disminuye de manera considerable.

En este trabajo se cuantificó el traspaso de las fluctuaciones del tipo de cambio sobre los precios al consumidor en México, y se analizó si la dinámica de dicho traspaso se ha modificado en los últimos años. En particular, se estudió el caso de la

depreciación que registró el tipo de cambio en la segunda mitad de 2011. Para lo anterior, se utilizó una metodología que genera resultados congruentes con la jerarquía implícita en el INPC.

Los resultados muestran que, para el periodo de junio de 2001 a agosto de 2012, el coeficiente de traspaso de las perturbaciones del tipo de cambio sobre la inflación general en México es bajo y estadísticamente no significativo; sin embargo, se encuentra que dicho traspaso es positivo y significativo para los precios del grupo de las mercancías, ocasionado por el traspaso sobre los precios de las mercancías no alimenticias, lo cual se puede atribuir a que es en esos grupos donde se concentran los bienes comerciables, y por tanto, su precio se determina en el mercado internacional. Estos resultados coinciden con el hecho de que únicamente para esos grupos las variaciones en el tipo de cambio determinan una parte importante de las variaciones de sus precios. Adicionalmente, al principio de los años dos mil, la trayectoria del traspaso del tipo de cambio sobre el nivel general de precios pasó de niveles positivos y significativos a valores estadísticamente indistintos de cero, fecha que coincide con el cambio en la persistencia de la inflación; más aún, se encuentra que la depreciación que sufrió el tipo de cambio en 2011 no modificó dicha trayectoria.

En este trabajo empírico se presenta evidencia sobre la relación entre el tipo de cambio y los precios al consumidor en México, la cual puede aportar elementos importantes y servir como marco de referencia en varias dimensiones para modelos estructurales y de equilibrio general. Adicionalmente, brinda herramientas de análisis que pueden ser utilizadas en la toma de decisiones de la política monetaria.

Bibliografía

Baqueiro, A., A. Díaz de León y A. Torres (2003), *¿Temor a la flotación o a la inflación? La importancia del traspaso del tipo de cambio a los precios*, Documentos de Investigación, núm. 2003-02, Banco de México.

- Capistrán, C., C. Constandse y M. Ramos-Francia (2010), “Multi-horizon Inflation Forecasts Using Disaggregated Data”, *Economic Modelling*, Elsevier, vol. 27, núm. 3, pp. 666-677.
- Capistrán, C., R. Ibarra y M. Ramos-Francia (2012), “El traspaso de movimientos del tipo de cambio a los precios: un análisis para México”, *El Trimestre Económico*, vol. 74, núm. 316, pp. 813-838.
- Chiquiar, D., E. A. Noriega y M. Ramos-Francia (2010), “A Time Series Approach to Test a Change in Inflation Persistence: The Mexican Experience”, *Applied Economics*, vol. 42, pp. 3067-3075.
- Choudhri, E. U., H. Faruquee y D. S. Hakura (2005), “Explaining the Exchange Rate Pass-through in Different Prices”, *Journal of International Economics*, vol. 65, pp. 349-374.
- Conesa, A. (1998), *Pass-through del tipo de cambio y del salario: teoría y evidencia para la industria manufacturera en México*, Documentos de Investigación, núm. 9803, Banco de México.
- Cortés, J., J. Murillo y M. Ramos-Francia (2012), “Evidencia de los micro datos del INPC respecto al proceso de formación de precios”, manuscrito, Banco de México.
- Gagnon, E. (2007), *Price Setting during Low and High Inflation: Evidence from Mexico*, International Finance Discussion Papers, núm. 896, Board of Governors of the Federal Reserve System.
- Garcés Díaz, D. (2001), “Determinación del nivel de precios y la dinámica inflacionaria en México”, *Monetaria*, vol. XXIV, núm. 3, julio-septiembre, pp. 241-269.
- Goldfajn, I., y S. Ribeiro da Costa (2000), *The Pass-through from Depreciation to Inflation: A Panel Study*, Working Paper Series, núm. 5, Banco Central do Brasil.
- González, J. A. (1998), “Regímenes comerciales y el traspaso del tipo de cambio: ¿hay un enigma mexicano?”, *El Trimestre Económico*, vol. 65, pp. 49-97.
- Hahn, E. (2003), *Pass-through of External Shocks to Euro Area Inflation*, European Central Bank Working Paper, núm. 243.
- Hamilton, J. D. (1994), *Time Series Analysis*, Princeton University Press, Princeton, 799 páginas.
- Hausmann, R., U. Panizza y E. Stein (2000), *Why Do Countries Float the Way They Float?*, Working Paper, núm. 418, Research Department, Banco Interamericano de Desarrollo.
- Hyndman, R., R. Ahmed y G. Athanasopoulos (2007), *Optimal Combination Forecasts for Hierarchical Time Series*, Working Paper, núm. 09/07, Department of Econometrics and Business Statistics, Monash University.

- Kim, S., y N. Roubini (2000), "Exchange Rate Anomalies in the Industrial Countries: A Solution with a Structural VAR Approach", *Journal of Monetary Economics*, vol. 45, pp. 561-586.
- Lütkepohl, H. (2006), *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*, Springer, Nueva York, 764 páginas.
- McCarthy, J. (2007), "Pass-through of Exchange Rates and Import Prices to Domestic Inflation in Some Industrialized Economies", *Eastern Economic Journal*, Eastern Economic Association, vol. 33, núm.4, pp. 511-537.
- Peersman, G., y F. Smets (2001), *The Monetary Transmission Mechanism in the Euro Area: More Evidence from VAR Analysis*, European Central Bank Working Paper, núm. 91.
- Santaella, J. (2002), "El traspaso inflacionario del tipo de cambio, la paridad del poder de compra y anexas: la experiencia mexicana", *Gaceta de Economía ITAM*, La Inflación en México, núm. 2, pp. 427-464.
- Sims, C. (1980), "Macroeconomics and Reality", *Econometrica*, vol. 48, pp. 1-48.
- Schwartz M. J., A. Tijerina y L. Torre (2002), "Salarios, tipo de cambio y dinámica inflacionaria en México: 1995-2002", *Gaceta de Economía ITAM*, pp. 71-101.
- Stulz, J. (2007), *Exchange Rate Pass-through in Switzerland: Evidence from Vector Autorregressions*, Swiss National Bank Economic Studies, núm. 4.
- Taylor, J. (2000), "Low Inflation, Pass-through and the Pricing Power of Firms", *European Economic Review*, vol. 44.

Alberto Ortiz Bolaños

Choques en el mercado de crédito, política monetaria y fluctuaciones económicas

Resumen

El presente documento usa un modelo de equilibrio general dinámico estocástico con imperfecciones en el mercado de crédito para estimar el papel de las perturbaciones del mercado de crédito y de la política monetaria en los ciclos económicos de Estados Unidos. El modelo estimado registra gran parte de la narrativa histórica sobre el comportamiento de la política monetaria y de los acontecimientos en los mercados financieros que llevaron a episodios de excesos y a problemas financieros durante las últimas dos décadas. La estimación sugiere que los choques en el mercado de crédito son un factor importante tras las fluctuaciones económicas y representan un 15% de la varianza en el producto real desde 1985. Además, hallamos que una vez que se consideran las imperfecciones del mercado de crédito, la política monetaria es también una fuerza importante tras las fluctuaciones del producto real explicando un 12.5% de su varianza.

Subgerente de Investigación Monetaria, Centro de Estudios Monetarios Latinoamericanos (CEMLA) y profesor, EGADE Business School del Tecnológico de Monterrey <ortiz@cemla.org>. Las opiniones expresadas en este documento corresponden al autor y no necesariamente establecen o reflejan la posición del Centro de Estudios Monetarios Latinoamericanos (CEMLA), la EGADE Business School, o sus autoridades. Agradezco el excelente apoyo en investigación de Johana Maritsa Hernández Henao y Woan Foong Wong.

Palabras claves: acelerador financiero; política monetaria, modelos EGDE, estimación bayesiana.

Clasificación JEL: E32-E44.

Abstract

This paper uses a dynamic stochastic general equilibrium model with credit market imperfections to estimate the role of credit market shocks and monetary policy in US business cycles. The estimated model captures much of the historical narrative regarding the conduct of monetary policy and developments in financial markets that led to episodes of financial excess and distress over the last two decades. The estimation suggests that credit market shocks are an important factor behind economic fluctuations accounting for 15% of the variance in real output since 1985. In addition, we find that, once credit market imperfections are considered, monetary policy is also an important force behind real output fluctuations explaining 12.5% of its variance.

Keywords: financial accelerator, monetary policy, DSGE models, Bayesian estimation.

JEL Classification: E32-E44.

1. INTRODUCCIÓN

La crisis financiera de Estados Unidos que se inició en 2008 fue rápidamente seguida por contracciones en el producto, en la inversión y en el empleo, lo cual indica que los factores financieros pueden tener consecuencias económicas reales. En respuesta a esta tensión financiera, la Junta de la Reserva Federal redujo drásticamente su tasa de interés de política, en consonancia con la idea de las autoridades monetarias de que en parte contrarrestarían los choques negativos en el mercado de crédito. Sin embargo, en el inicio de la crisis hubo escasas mediciones de los vínculos del sector financiero con el real de la economía, y ninguno de los estudios realizados relacionó los datos financieros con un mecanismo basado en un modelo para contribuir a una mejor comprensión entre ambos sectores. El presente documento llena este vacío al brindar evidencias para la economía de Estados Unidos usando métodos de máxima verosimilitud bayesiana para estimar una versión extendida del modelo de acelerador financiero de Bernanke, Gertler, Gilchrist (1999; de aquí en adelante BGG), usando datos reales y financieros.

Entre la evidencia que sugería la existencia de importantes vínculos entre las condiciones financieras y los resultados macroeconómicos, Gilchrist, Yankov y Zakrajšek (2008; de aquí en adelante GYZ) muestran que los diferenciales de los bonos corporativos tienen un poder predictivo significativo para la actividad económica.¹ Más adelante, Gilchrist y Zakrajšek (2011) y Gilchrist y Zakrajšek (2012) incluyeron información financiera sobre la prima de los bonos en lo que de otro modo sería un vector de autorregresión (VAR) estándar para examinar las consecuencias macroeconómicas de las perturbaciones

¹ GYZ sugiere que este poder predictivo posiblemente refleje el contenido de la información de los diferenciales de crédito para las perturbaciones en los mercados financieros o las variantes en el costo de incumplimiento, dos factores que provocarían que los diferenciales de crédito se ampliaran con respecto al riesgo de impago esperado antes de una recesión económica.

financieras hallando que los choques en el mercado de crédito tienen efectos importantes en el producto, el consumo, la inversión y las horas trabajadas. Por desgracia, estos análisis carecían de un modelo macroeconómico estructural que permitiera distinguir entre los cambios en oferta y demanda del crédito, al tiempo que pudiera dar cuenta de los efectos de retroalimentación en un contexto de equilibrio general que reflejara el desarrollo de los sectores financiero y real de la economía.

Los primeros trabajos en esta línea de investigación incluyen a Elekdag, Justiniano y Tchakarov (2006), Tovar (2006), Christiano, Motto y Rostagno (2007; de aquí en adelante CMR), Christensen y Dib (2008), De Graeve (2008), y Queijo von Heideken (2008), los cuales buscaban cuantificar estos mecanismos de determinación conjunta de ambos sectores estimando los modelos de equilibrio general dinámico estocástico (EGDE) que incorporan las imperfecciones del mercado de crédito mediante el mecanismo de acelerador financiero descrito por Carlstrom y Fuerst (1997) y por BGG. Si bien los detalles difieren en cuanto a la estimación del modelo y a la especificación de los choques, todos estos textos documentan el papel significativo de los factores financieros en las fluctuaciones de los ciclos económicos. Queijo von Heideken (2008), por ejemplo, muestra que la capacidad de un modelo con una amplia gama de rigideces reales y nominales para coincidir con los datos de Estados Unidos y de la zona del euro mejora significativamente si se permite la presencia de un mecanismo de acelerador financiero; y CMR demuestra que los choques en el sector financiero han desempeñado un papel importante en las fluctuaciones económicas durante las últimas dos décadas, tanto en Estados Unidos como en Europa. Queijo von Heideken (2008), sin embargo, estima un modelo estructural que se identifica sin depender de datos financieros y que no incorpora los choques del sector financiero, mientras que CMR, si bien permiten una amplia variedad de choques al sector financiero, no estiman los parámetros que gobiernan la fortaleza del mecanismo de acelerador financiero.

Este documento es el primero en estimar simultáneamente los parámetros clave del mecanismo de acelerador financiero junto con los choques en el sector financiero usando datos del mercado financiero. Una ventaja de incluir los factores financieros en nuestro modelo es que podemos considerar los choques financieros estructurales, en contraste con la forma reducida tan criticada; así, podemos evaluar directamente su importancia como impulsores de la actividad económica. El ejercicio empírico se realiza usando datos de Estados Unidos de 1985 a 2008, periodo denominado de la *gran moderación*. Limitamos la muestra a 2008 para evitar el límite inferior cero en la tasa de interés que complicaría la identificación de los choques de política monetaria usando una regla de Taylor para el tipo de interés.

El modelo es un nuevo modelo de equilibrio general dinámico estocástico keynesiano (EGDE) con costos de agencia como en BGG. Estas imperfecciones del mercado de crédito, causadas por información asimétrica, generarían un vínculo entre los sectores real y financiero de la economía. En el mecanismo de acelerador financiero, originalmente propuesto por Bernanke y Gertler (1989), el cual será el adoptado en este documento, la posición financiera de los prestatarios determina su costo de crédito. Los cambios inesperados en la posición financiera del prestatario, causados por choques que afectan sus rendimientos esperados, cambiarían las restricciones financieras y, por medio del financiamiento requerido, repercutirán en la actividad de inversión. Por lo tanto, este mecanismo de acelerador financiero amplifica y propaga los choques a la economía.

En términos generales, nuestras estimaciones muestran que los choques en el mercado de crédito dan cuenta del 15% de las fluctuaciones de producto durante el periodo 1985t1-2008t2, exacerbando las contracciones económicas y magnificando las expansiones. Mientras tanto, la política monetaria contrarresta parcialmente los choques en el mercado de crédito durante los tres periodos de inestabilidad financiera y de crisis económica incluidos en la muestra y explica un 12.5% de la varianza en el producto. Las funciones de respuesta al impulso del

modelo estimado muestran que los choques financieros tienen importantes efectos reales ya que un incremento inesperado del 0.25% en las primas de financiamiento externo causa un decremento del producto del 0.73% y una baja del 2.8% en la inversión. Mientras tanto, una reducción inesperada del 0.44% en la tasa de los fondos federales contribuye a una expansión del 0.38% en el producto y una del 1.42% en la inversión. El incremento del producto que acompaña a la política monetaria expansiva, al mejorar las posiciones financieras de los prestatarios, contribuye a reducir el costo del financiamiento externo, contribuyendo más a la expansión del producto.

El documento está organizado del siguiente modo: la sección 2 presenta evidencia empírica del efecto de los choques en el mercado de crédito sobre la actividad económica usando un VAR. La sección 3 desarrolla el modelo EGDE con costos de agencia que se utiliza para describir un mecanismo que explica cómo las condiciones del mercado de crédito podrían afectar a la actividad económica. La sección 4 expone la estrategia de estimación y la aplicación empírica. La sección 5 presenta los resultados. La sección 6 señala las conclusiones.

2. EVIDENCIA DEL EFECTO DE LOS CHOQUES DEL MERCADO DE CRÉDITO EN LA ACTIVIDAD ECONÓMICA

En esta sección presentamos un VAR macroeconómico estándar extendido con datos sobre la prima de riesgo de crédito para examinar el efecto de los choques de riesgo crediticio sobre la actividad económica.

Tanto el VAR como el modelo presentados en la sección 3 se estiman empleando el mismo conjunto de datos. Las variables incluidas son datos trimestrales de las tasas de crecimiento del producto y de la inversión real, y los niveles de inflación, tasas de interés y primas de financiamiento externo.² Como en Gilchrist

² Los datos provienen de FRED II, excepto los de las medidas de primas de financiamiento externo. Las tasas de crecimiento del

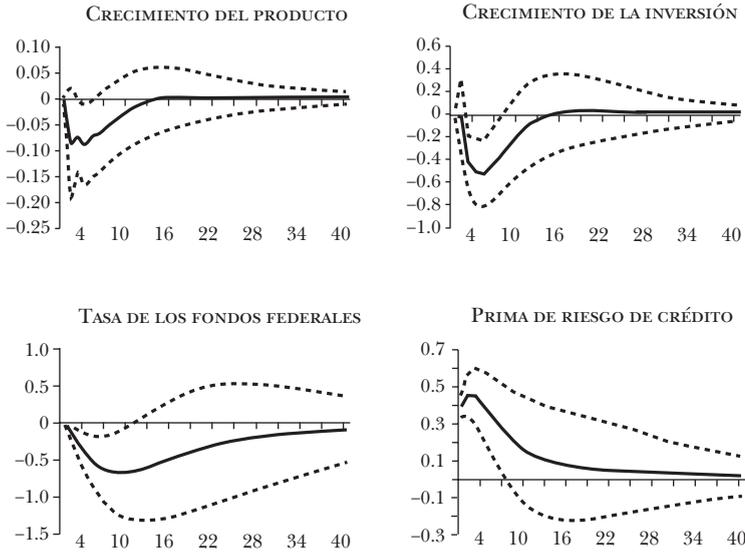
y Zakrajšek (2011), siguiendo los supuestos de los efectos contemporáneos, el VAR estratifica los datos en el siguiente orden: tasa de crecimiento de la inversión real, tasa de crecimiento del producto real, inflación, tasa de fondos federales y prima de financiamiento externo. La gráfica 1 muestra el efecto del choque en la prima de riesgo de crédito. Las innovaciones se expresan en puntos porcentuales y se presentan la media y los intervalos de confianza del 90%. En respuesta a un incremento del 0.40% en la prima de riesgo de crédito, el crecimiento del producto se contrae un 0.09%, mientras que el crecimiento de la inversión disminuye un 0.50%. La dirección de estas respuestas está en línea con la evidencia empírica aportada en Gilchrist y Zakrajšek (2011), quienes documentan la importancia de las condiciones en el mercado de crédito para el desempeño macroeconómico.

Aun cuando esta evidencia nos demuestre que los choques en el mercado de crédito tienen consecuencias para la actividad macroeconómica, sin un modelo estructural no podemos explicar el mecanismo de transmisión de los choques financieros a la economía. Hay distintas maneras en las cuales se podría introducir un papel para las imperfecciones del mercado de crédito y con esto generar un vínculo entre los sectores real y financiero. Enfocándonos en las restricciones de préstamo, se podrían considerar la incapacidad para obligar al cumplimiento del contrato (*costly enforcement*), las restricciones de garantías

producto se computan como diferencias de logaritmos naturales (\ln) del producto interno bruto real ajustado estacionalmente; el mismo procedimiento se aplica para la inversión que es la inversión fija real total en negocios ajustada estacionalmente. Las tasas de inflación son diferencias de \ln sin tendencia del índice de precios al consumidor multiplicado por cuatro para anualizarlo. El tipo de interés nominal se consigna en niveles y corresponde a la tasa efectiva de los fondos federales sin tendencia. La prima de financiamiento externo proviene de Gilchrist, Ortiz y Zakrajšek (2008) y consiste en el componente principal de la medida de prima de riesgo computada usando información detallada de los precios de los bonos sobre la deuda principal pendiente no asegurada, emitida por un grupo numeroso de empresas no financieras.

Gráfica 1

RESPUESTAS VAR A UN CHOQUE EN LA PRIMA DEL RIESGO DE CRÉDITO



Nota: las líneas continuas en cada panel describen la función de respuesta promedio al impulso de cada variable a un choque de una desviación estándar en la prima de financiamiento externo. Las líneas discontinuas dan los intervalos al 90% de confianza.

o la verificación costosa del estado (en inglés CSV).

Con la incapacidad para obligar al cumplimiento del contrato, la imperfección del mercado de crédito se asocia a la falta de capacidad para hacer cumplir contratos libremente. En este paradigma, los prestatarios podrían decidir incumplir su deuda y los prestamistas, anticipando esta conducta adversa, limitarán la cantidad de crédito. A pesar de su simplicidad, este marco no crea incumplimiento en equilibrio, ni tampoco cambios en la prima de financiamiento externo o un marco para analizar los choques de crédito.

El ofrecimiento de garantía podría utilizarse como un dispositivo para superar la incapacidad para obligar al cumplimiento del contrato, pero si hay restricciones de garantías, el

sector financiero podría aún afectar al sector real. Un trabajo destacable en esta bibliografía es el de Kiyotaki y Moore (1997) donde se da una retroalimentación entre las restricciones financieras y la actividad económica. En su modelo, los activos desempeñan un papel dual como factor de producción y garantía. En este contexto, los cambios en el precio de los activos afectan el valor de la garantía y con esto el acceso al crédito. Con restricciones de garantías, el ajuste será en gran parte en las cantidades disponibles para crédito y no necesariamente en el costo de este, de nuevo una desventaja para nuestra estrategia de identificación, la cual necesita del costo cambiante del financiamiento.

Con la CSV, la imperfección del mercado de crédito se asocia con la información asimétrica. Como se presentó por primera vez en Townsend (1979), y con la posterior adaptación de Bernanke y Gertler (1989), se podría considerar una situación en la cual los prestatarios tienen información privada que los prestamistas sólo pueden obtener pagando costos de supervisión. Esta información asimétrica suscita un papel para la posición financiera de los prestatarios y conduce al mecanismo de acelerador financiero descrito previamente. Para nuestros fines, una ventaja de este marco es que permite una prima de financiamiento externo cambiante, la cual sería útil dado que la identificación de factores financieros se realizará usando datos financieros.

En la próxima sección desarrollamos un modelo EGDE con imperfecciones del mercado de crédito bajo un marco CSV para describir los canales a través de los cuales las condiciones financieras afectan los resultados económicos. Usaremos el modelo para estudiar los efectos de los choques financieros, así como para analizar el papel desempeñado por la política monetaria en las fluctuaciones económicas.

3. MODELO

Como se indicó en la introducción, el modelo es un modelo EGDE monetario con un mecanismo de acelerador financiero

como en BGG.³ Al igual que en BGG, introducimos dinero y rigideces de precios para estudiar cómo las fricciones del mercado de crédito pudieran influir en la transmisión de política monetaria. Dado que estamos llevando el modelo a los datos, aumentamos el modelo original de BGG con hábitos de consumo, costos de ajuste del crecimiento de la inversión, indexación de precios que llevan a una curva de Phillips neo-keynesiana híbrida, y usamos una regla de Taylor de política monetaria con un componente autorregresivo y que responde a la inflación contemporánea y al crecimiento del producto.

Christiano, Eichenbaum y Evans (2005), y Smets y Wouters (2007) muestran que estas fuentes de inercia permiten que el modelo se ajuste mejor a los datos. Sin embargo, estamos conscientes de que cuando Chari, Kehoe y McGrattan (2009) exponen la incapacidad de los modelos neokeynesianos para conducir el análisis de políticas, critican la indexación retrospectiva y el componente autorregresivo de la regla de política monetaria del tipo de Taylor. La indexación de precios y el componente autorregresivo de la tasa de interés están incluidos para registrar la persistencia de las tasas de fondos federales y de la inflación. Además, la regla de política monetaria que incluye la inflación y el producto trata de reflejar el mandato dual del Sistema de la Reserva Federal en vigencia desde 1977. En la estimación, usaremos los datos para inferir el grado macroeconómico de la inflación y la persistencia del tipo de interés. Si estos mecanismos generan movimientos contrafactuales de las variables, la estimación tratará de cancelar estas características produciendo pequeños grados de indexación y moderación de la tasa de interés.

La introducción de hábitos crea una relación entre el tipo de interés y la tasa de crecimiento del consumo. Al utilizar la tasa de crecimiento del consumo en vez de su nivel, el modelo generará una respuesta con forma de joroba cuando la economía

³ La descripción del modelo central sigue a Gilchrist y Saito (2006) quienes se basan en BGG (1999).

está distorsionada por los choques de oferta y demanda.⁴ Los costos de ajustes de crecimiento de la inversión implican que los precios de los activos –el valor del capital vigente– se incrementan durante las expansiones económicas de manera congruente con el comportamiento observado en los datos.

El modelo también incluirá cinco distorsiones exógenas: factor de descuento, prima de riesgo de crédito, gasto del gobierno, tecnología neutral y política monetaria. Aparte de estos choques, al analizar el prototipo del modelo neokeynesiano en Smets y Wouters (2007), Chari, Kehoe y McGrattan (2009) tildan los choques de prima de riesgo de crédito y de gasto del gobierno como no estructurales.⁵ Un choque de gasto de gobierno estructural requeriría de una descripción del aspecto fiscal junto con una especificación de economía abierta para evitar contabilizar las exportaciones netas como gastos del gobierno, algo que está fuera del alcance del presente documento ya que este margen no es nuestro interés principal. Sin embargo, como se demuestra a continuación, abordo directamente el tema de tener un choque de prima de riesgo estructural dentro de nuestro modelo con imperfecciones del mercado de crédito.

La versión log-lineal del modelo se presenta en el apéndice 1.

3.1 Hogares

Los hogares consumen, guardan dinero, ahorran en forma de bonos sin riesgo de un periodo cuya tasa de rendimiento nominal se conoce al momento de la compra, y ofrecen trabajo a los empresarios que gestionan la producción de bienes mayoristas.

Las preferencias están dadas por

⁴ Dennis (2009) analiza en detalle la introducción de hábitos de consumo en los modelos neokeynesianos de ciclos económicos.

⁵ Chari, Kehoe y McGrattan (2009) también objetan los choques en los márgenes de salario y márgenes de precio en Smets y Wouters (2007), los cuales no están incluidos en el presente artículo.

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \zeta_{C,t} \left\{ \ln(C_t - bC_{t-1}) - \nu \frac{H_t^{1+\gamma}}{1+\gamma} + \xi \ln \frac{M_t}{P_t} \right\},$$

donde C_t es el consumo, H_t representa las horas trabajadas, $\frac{M_t}{P_t}$ son los saldos reales adquiridos en un periodo t y llevados al periodo $t+1$, $\zeta_{C,t}$ es un choque exógeno de las preferencias en el tiempo t , y ν , γ y ξ son parámetros positivos que representan el inverso de la elasticidad de Frisch de la oferta laboral, la preferencia relativa por el trabajo, y la preferencia relativa por saldos reales de dinero, respectivamente. Las preferencias de consumo exhiben la formación de hábitos reflejados por b .

La restricción presupuestaria está dada por

$$C_t = \frac{W_t}{P_t} H_t + \text{Utilidades}_t - T_t - \frac{M_t - M_{t-1}}{P_t} - \frac{B_{t+1} - R_t^n B_t}{P_t},$$

donde W_t es el salario nominal que devengan las familias por el trabajo que ofrecen, Utilidades_t son los dividendos reales de la propiedad de empresas minoristas, T_t son impuestos de cuota fija, B_{t+1} es un bono libre de riesgo que se conserva durante el periodo t y el periodo $t+1$, y R_t^n es la tasa de rendimiento nominal del bono libre de riesgo mantenido entre el periodo $t-1$ y el periodo t .

Las condiciones de primer orden para el problema de optimización de las familias incluyen

$$1 \quad \lambda_t = \frac{\zeta_{C,t}}{C_t - bC_{t-1}} - \beta b E_t \left[\frac{\zeta_{C,t+1}}{C_{t+1} - bC_t} \right],$$

$$2 \quad \xi \frac{\zeta_{C,t}}{M_t} = -\lambda_t + \beta E_t \left[\lambda_{t+1} \frac{P_t}{P_{t+1}} \right],$$

$$3 \quad \lambda_t E_t \left[\frac{P_{t+1}}{P_t} \right] = \beta E_t \left[\lambda_{t+1} R_{t+1}^n \right],$$

$$4 \quad \lambda_t \frac{W_t}{P_t} = \zeta_{C,t} \nu H_t^\gamma.$$

donde λ_t es el multiplicador sobre la restricción presupuestaria determinado por la ecuación 1.

Las ecuaciones 2 y 3 proveen las condiciones de optimalidad para los saldos reales de dinero y tenencias de bonos, respectivamente. La ecuación 4 provee la condición de optimalidad para la oferta de trabajo. A partir de estas condiciones de primer orden, podemos apreciar que el choque exógeno a las preferencias intertemporales, $\zeta_{c,t}$, afecta la utilidad marginal del consumo, la utilidad marginal de los saldos reales de dinero real, y la desutilidad marginal del trabajo. Por lo tanto, este choque de preferencia intertemporal afecta al consumo y el ahorro, a diferencia del choque incluido en Smets y Wouters (2007) que también afecta a la inversión generando una cuña entre la tasa de interés controlada por el banco central y el rendimiento sobre los activos en posesión de las familias. En nuestro modelo, serán los choques de mercado de crédito los que afectarán a la decisión de inversión.

3.2 Empresarios

Los empresarios se introducen para generar el vínculo entre el sector real y el financiero de la economía ya que su financiamiento está afectado por la información asimétrica. Existe un continuo de empresarios que gestionan la producción de bienes mayoristas. La producción de artículos mayoristas usa el capital construido por productores de capital y por el trabajo ofrecido por las familias y por los empresarios. Los empresarios compran capital de los productores de bienes de capital, y financian los gastos de capital con valor neto empresarial (finanzas internas) y deuda (finanzas externas). Introducimos las imperfecciones del mercado financiero que hacen que el costo de los fondos externos dependa de las condiciones del balance general de los empresarios.

Los empresarios son neutrales al riesgo y descuentan el futuro a una tasa β . Dado el alto rendimiento de los fondos internos, van a posponer el consumo de manera indefinida deshaciendo

las malas distribuciones de capital. Para registrar la entrada y salida de empresas y para garantizar que los empresarios no acumulan fondos suficientes para financiar sus gastos de capital enteramente con su valor neto, asumimos que estos tienen un periodo de vida finita. En particular, suponemos que cada empresario sobrevive hasta el próximo periodo con probabilidad η . Los nuevos empresarios ingresan para reemplazar a aquellos que salen. A fin de garantizar que los nuevos empresarios tengan algunos fondos disponibles cuando empiezan, cada empresario está dotado con H_t^e unidades de trabajo que se ofrecen inelásticamente como un factor de producción para la elaboración de productos mayoristas a un salario nominal empresarial W_t^e . Aquí estamos asumiendo la existencia de un mercado de trabajo empresarial.

El empresario empieza cualquier periodo t con capital, K_t , adquirido de los productores de capital al final del periodo $t-1$, y produce productos mayoristas, Y_t , con trabajo y capital. El trabajo, L_t , está compuesto del trabajo familiar H_t y del trabajo empresarial H_t^e , según

$$L_t = H_t^{1-\Omega} (H_t^e)^\Omega,$$

donde Ω es la participación del trabajo empresarial en el total de la fuerza de trabajo.

El proyecto del empresario está sujeto a un choque idiosincrásico, ω_t , el cual afecta tanto a la producción de bienes mayoristas como a la cantidad efectiva de capital conservado por el empresario. Asumimos que ω_t está i.i.d. (independiente e idénticamente distribuido) a lo largo de los empresarios y del tiempo, satisfaciendo $E_t[\omega_t] = 1$ y con una distribución normal con desviación estándar σ_ω . A medida que esta desviación estándar se incrementa, los problemas de costos de agencia se tornan más graves. A continuación consideraremos las innovaciones inesperadas a esta desviación estándar y las llamaremos choques de prima de riesgo de crédito. La producción de los bienes mayoristas está dada por:

5

$$Y_t = \omega_t (A_t L_t)^\alpha K_t^{1-\alpha},$$

donde A_t es la tecnología exógena común a todos los empresarios y α es la participación del trabajo en la función de producción. Sea $P_{W,t}$ el precio nominal para los productos mayoristas, Q_t denota el precio de capital relativo al precio agregado P_t que se definirá posteriormente, y δ es la tasa de depreciación. El ingreso real del empresario en el periodo t es la suma de los ingresos de producción y el valor real del capital sin depreciar dado por

$$\omega_t \left(\frac{P_{W,t}}{P_t} (A_t H_t^{1-\Omega} (H_t^e)^\Omega)^\alpha K_t^{1-\alpha} + Q_t (1-\delta) K_t \right).$$

En cualquier periodo t , el empresario elige la demanda de trabajo de los hogares y el trabajo empresarial para maximizar los beneficios dado el capital adquirido en el periodo anterior. A continuación, cuando derivamos el contrato financiero, especificamos cómo se elige el capital, al mismo tiempo que las condiciones de primer orden para los aportes de trabajo son

6

$$\alpha(1-\Omega) \frac{Y_t}{H_t} = \frac{W_t}{P_{W,t}},$$

y

7

$$\alpha \Omega \frac{Y_t}{H_t} = \frac{W_t^e}{P_{W,t}}.$$

Al final del periodo t , después de la producción de bienes mayoristas, el empresario compra capital K_{t+1} de los productores de capital a un precio Q_t . El capital se usa como un factor de producción en la elaboración de productos mayoristas en el periodo $t+1$. El empresario financia la compra del capital $Q_t K_{t+1}$ en parte con un valor neto N_{t+1} y en parte emitiendo deuda nominal B_{t+1} , ambos determinados al final del periodo t , donde la deuda en términos reales está dada por

$$\frac{B_{t+1}}{P_t} = Q_t K_{t+1} - N_{t+1}.$$

La decisión de compra de capital del empresario depende de la tasa esperada de rendimiento sobre el capital y del costo marginal esperado de financiamiento. Por definición, la tasa real de rendimiento de capital entre el periodo t y el periodo $t+1$, R_{t+1}^k , depende del beneficio marginal de la producción de bienes mayoristas y de la ganancia de capital según

$$8 \quad R_{t+1}^k = \frac{\omega_{t+1} \left[\frac{P_{W,t+1}}{P_{t+1}} (1-\alpha) \frac{\bar{Y}_{t+1}}{K_{t+1}} + (1-\delta) Q_{t+1} \right]}{Q_t},$$

donde \bar{Y}_{t+1} es la producción promedio de producto por empresario ($Y_{t+1} = \omega_{t+1} \bar{Y}_{t+1}$). Según nuestro supuesto de $E_t \omega_{t+1} = 1$, la tasa real esperada de rendimiento de capital, $E_t R_{t+1}^k$, está dada por

$$9 \quad E_t R_{t+1}^k = E_t \left[\frac{\frac{P_{W,t+1}}{P_{t+1}} (1-\alpha) \frac{\bar{Y}_{t+1}}{K_{t+1}} + (1-\delta) Q_{t+1}}{Q_t} \right].$$

Las ecuaciones 8 y 9 sugieren que los cambios inesperados en los precios de los activos son la fuente principal de los cambios inesperados en la tasa real de rendimiento sobre el capital al considerar la diferencia entre la tasa de rendimiento sobre el capital en el periodo t , R_t^k , y la tasa de rendimiento sobre el capital anticipada en el periodo anterior, $E_{t-1} R_t^k$, donde esta última es el costo marginal de fondos externos entre el periodo $t-1$ y t .

Como queda demostrado a continuación, ante imperfecciones en el mercado financiero, el costo marginal de los fondos externos depende de la situación del balance general del empresario. Como en BGG, suponemos que hay información asimétrica entre los prestatarios (empresarios) y los prestamistas y un CSV. Específicamente, el choque idiosincrásico a los empresarios, ω_{t+1} , es información privada de estos. Para observar esto, el prestamista debe pagar un costo de auditoría que es una proporción fija μ del rendimiento bruto del capital retenido por el empresario: $\mu R_{t+1}^k Q_t K_{t+1}$. El empresario y

el prestamista negocian el contrato financiero que induce al empresario a no presentar erróneamente sus ingresos y que minimiza los costos esperados de auditoría en que incurre el prestamista. Restringimos la atención a los contratos financieros que se negocian por un periodo a la vez y que ofrecen a los prestamistas una indemnización independiente del riesgo agregado. Conforme a estos supuestos, el contrato óptimo es un contrato de deuda estándar con quiebra costosa: si el empresario no deja de pagar, el prestamista recibe un pago fijo independientemente de la realización del choque idiosincrásico ω_{t+1} ; y si el empresario incumple, el prestamista audita y toma todo lo que encuentra.

Sea $\bar{\omega}_{t+1}$ el valor crítico de la productividad por debajo del cual el empresario incumple con los pagos y el prestamista audita. Bajo un contrato de deuda estándar, una parte $f(\bar{\omega}) \equiv \int \omega \varphi(\omega) d\omega - [1 - \varphi(\bar{\omega})] \bar{\omega}$ del rendimiento bruto esperado del proyecto, $E_t \{R_{t+1}^k Q_t K_{t+1}\}$, irá el empresario, y una parte $g(\bar{\omega}) \equiv [1 - \Phi(\bar{\omega})] \bar{\omega} + (1 - \mu) \int_0^{\bar{\omega}} \omega \varphi(\omega) d\omega$ irá al prestamista. Para resolver el contrato financiero, podemos resolver el problema del lado del empresario, entonces el problema de contratación al final del periodo t está dado por

$$10 \quad \max_{\kappa_t, \bar{\omega}_{t+1}} E_t \left\{ R_{t+1}^k \kappa_t f(\bar{\omega}_{t+1}) \right\}$$

sujeto a

$$11 \quad E_t \left\{ R_{t+1}^k g(\bar{\omega}_{t+1}) \frac{\kappa_t}{\kappa_t - 1} \lambda_{t+1} \right\} \geq R_{t+1}^n E_t \left\{ \lambda_{t+1} \frac{P_t}{P_{t+1}} \right\},$$

donde por razones de conveniencia expresamos este problema en términos de apalancamiento denotado por $\kappa_t \equiv \left(\frac{Q_t K_{t+1}}{N_{t+1}} \right)$ con N_{t+1} , que indica el valor neto empresarial del periodo siguiente.

El lado izquierdo de la expresión 11 es el rendimiento esperado del prestamista y el lado derecho es el rendimiento real requerido para participar en el contrato. Las condiciones de optimalidad para el valor crítico de la productividad, $\bar{\omega}_{t+1}$, la tasa de apalancamiento, κ_t , y la restricción de participación son

$$12 \quad E_t \left\{ R_{t+1}^k \kappa_t f'(\bar{\omega}_{t+1}) \right\} = \Xi_t E_t \left\{ R_{t+1}^k g'(\bar{\omega}_{t+1}) \frac{\kappa_t}{\kappa_t - 1} \lambda_{t+1} \right\},$$

$$13 \quad E_t \left\{ R_{t+1}^k f(\bar{\omega}_{t+1}) \right\} = -\Xi_t \frac{1}{(\kappa_t - 1)^2} E_t \left\{ R_{t+1}^k g(\bar{\omega}_{t+1}) \lambda_{t+1} \right\},$$

$$14 \quad E_t \left\{ R_{t+1}^k g(\bar{\omega}_{t+1}) \frac{\kappa_t}{\kappa_t - 1} \lambda_{t+1} \right\} = R_{t+1}^n E_t \left\{ \lambda_{t+1} \frac{P_t}{P_{t+1}} \right\},$$

donde Ξ_t es el multiplicador de la restricción de participación del prestamista. La ecuación 12 equipara el costo marginal de un incremento en el valor crítico de la productividad, lo cual disminuye el rendimiento marginal del empresario, en el lado izquierdo, con el beneficio marginal de una restricción de participación más laxa del prestamista. La ecuación 13 equipara el beneficio marginal del apalancamiento aumentado en términos de rendimiento neto total esperado, en el lado izquierdo, con el costo marginal de una restricción en la participación más ajustada. La ecuación 14 da la restricción de participación con igualdad que se conservará dada la neutralidad al riesgo de los empresarios. Usando la ecuación 12 y la ecuación 14 podemos expresar la ecuación 13 como

$$13' \quad \frac{E_t \left\{ R_{t+1}^k f(\bar{\omega}_{t+1}) \right\}}{R_{t+1}^n E_t \left\{ \lambda_{t+1} \frac{P_t}{P_{t+1}} \right\}} = - \left[\frac{E_t \left\{ R_{t+1}^k f'(\bar{\omega}_{t+1}) \right\}}{E_t \left\{ R_{t+1}^k g'(\bar{\omega}_{t+1}) \lambda_{t+1} \right\}} \right] \frac{1}{\kappa_t}.$$

En equilibrio, el costo de los fondos externos entre el periodo t y el periodo $t + 1$ es equivalente a la tasa real de rendimiento del capital esperada (9), donde s_t denota la prima de financiamiento externo del prestatario, dada por la relación entre el costo para el empresario de los fondos externos y el

costo de oportunidad de los fondos internos, donde este último equivale al costo de los fondos en ausencia de imperfecciones del mercado financiero $E_t \left\{ R_{t+1}^n \frac{P_t}{P_{t+1}} \right\}$. Así, s_t se define como

$$15 \quad s_t = \frac{E_t \left\{ R_{t+1}^k \right\}}{E_t \left\{ R_{t+1}^n \frac{P_t}{P_{t+1}} \right\}},$$

El problema de agencia presentado anteriormente y en parte resumido en la ecuación 13' implica que el costo de los fondos externos depende de la posición financiera de los prestatarios. En particular, la prima de financiamiento externo se incrementa cuando una fracción más pequeña de los gastos de capital se financia mediante el valor neto del empresario:

$$16 \quad s_t = s \left(\frac{Q_t K_{t+1}}{N_{t+1}} \right) = s(\kappa_t),$$

donde $s(\cdot)$ es una función creciente para $\kappa > 1$. Para derivar la forma específica de la función $s(\cdot)$, se toman las ecuaciones log-linealizadas 13' y 14 en torno al estado estacionario para obtener

$$13'' \quad E_t \left\{ r_{t+1}^k \right\} - \left(r_{t+1}^n - E_t \left\{ \pi_{t+1} \right\} \right) = \left(\Psi - \theta_f \right) E_t \bar{\omega}_{t+1} - \kappa_t$$

y

$$14' \quad E_t \left\{ r_{t+1}^k \right\} - \left(r_{t+1}^n - E_t \left\{ \pi_{t+1} \right\} \right) = \left(\frac{1}{\kappa - 1} \right) \kappa_t - \theta_g E_t \bar{\omega}_{t+1},$$

donde las letras minúsculas r_t^k , r_t^n , y, π_t denotan las desviaciones logarítmicas de los estados estacionarios de las variables correspondientes en letras mayúsculas. Además, usando $\bar{\omega}$ para denotar el valor crítico de la productividad en estado estacionario, definimos $F(\bar{\omega}_{t+1}) \equiv \frac{-f'(\bar{\omega}_{t+1})}{g'(\bar{\omega}_{t+1})}$, $\Psi \equiv \frac{\bar{\omega} F'(\bar{\omega})}{F(\bar{\omega})} > 0$,

$\theta_g \equiv \frac{\bar{\omega}g'(\bar{\omega})}{g(\bar{\omega})}$, con $0 < \theta_g < 1$, y $\theta_f \equiv \frac{\bar{\omega}f'(\bar{\omega})}{f(\bar{\omega})} < 0$. Resolviendo 13'' y 14' obtenemos

$$17 \quad E_t \bar{\omega}_{t+1} = \frac{\kappa}{\kappa - 1} \frac{1}{(\Psi - \theta_f + \theta_g)} \kappa_t$$

y

$$18 \quad E_t \{r_{t+1}^k\} - (r_{t+1}^n - E_t \{\pi_{t+1}\}) = \left[\frac{(\Psi - \theta_f + \theta_g) - \kappa \theta_g}{(\kappa - 1)(\Psi - \theta_f + \theta_g)} \right] \kappa_t = \chi \kappa_t.$$

La ecuación 18 muestra que la elasticidad de la prima de financiamiento externo con respecto al apalancamiento, reflejada por el término $\chi \equiv \left[\frac{(\Psi - \theta_f + \theta_g) - \kappa \theta_g}{(\kappa - 1)(\Psi - \theta_f + \theta_g)} \right]$, depende de los parámetros primitivos del problema CSV, incluyendo el parámetro de costo de quiebra μ y la distribución del choque idiosincrásico ω_t . Sin embargo, la misma expresión demuestra que podemos adoptar la siguiente forma funcional simplificada para la determinación de la prima de financiamiento externo:

$$19 \quad s_t = \frac{E_t \{R_{t+1}^k\}}{E_t \left\{ R_{t+1}^n \frac{P_t}{P_{t+1}} \right\}} = \zeta_{s,t} \left(\frac{Q_t K_{t+1}}{N_{t+1}} \right)^\chi,$$

donde $\chi > 0$ es la elasticidad de la prima de financiamiento externo con respecto al apalancamiento, $\frac{Q_t K_{t+1}}{N_{t+1}}$, congruente con el contrato financiero microestructurado. En esta expresión, hemos agregado un choque exógeno en la prima de financiamiento externo en el tiempo t , $\zeta_{s,t}$, el cual es fundamentalmente equivalente a un choque en la desviación estándar de la distribución de la productividad empresarial, σ_ω , que agrava los problemas de imperfecciones en el mercado

de crédito. Por lo tanto, dentro del contexto del problema de costos de agencia propuesto en este modelo, y de manera similar con CMR, este choque de prima de riesgo de crédito es estructural y tiene una clara interpretación económica en contraste con el choque de forma reducida incluido en Smets y Wouters (2007).

El valor neto agregado de los empresarios al final del periodo t es la suma del capital accionario de los empresarios que sobrevivieron al periodo $t-1$ y el salario empresarial agregado, que consiste en el salario devengado por los empresarios que sobrevivieron al periodo $t-1$ y el salario devengado por los nuevos empresarios que surgieron en el periodo t de acuerdo con

$$\begin{aligned}
 N_{t+1} &= \eta \left(R_t^k Q_{t-1} K_t - E_{t-1} R_t^k \frac{B_t}{P_t} \right) + \frac{W_t^e}{P_t} \\
 &= \eta \left(R_t^k Q_{t-1} K_t - E_{t-1} R_t^k (Q_{t-1} K_t - N_t) \right) + \frac{W_t^e}{P_t},
 \end{aligned}$$

donde la segunda línea usó la relación $Q_{t-1} K_t = N_t + \frac{B_t}{P_{t-1}}$.

Las ecuaciones 8, 9, 19 y 20 proporcionan el mecanismo de acelerador financiero. Como ya se explicó a partir de las ecuaciones 8 y 9, los cambios inesperados en los precios de los activos son la principal fuente de cambios en el rendimiento del capital retroactivo (*ex post*). A su vez, la ecuación 20 sugiere que estos movimientos inesperados en la tasa real de rendimiento del capital son la principal causa de los cambios en el valor neto empresarial, bajo la calibración de que el salario empresarial es pequeño. Finalmente, la ecuación 18 implica que un cambio en el apalancamiento es la causa principal en la prima de financiamiento externo. Así, los movimientos en los precios de los activos desempeñan un papel clave en el mecanismo de acelerador financiero.

Los empresarios que salieron del negocio en el periodo t consumen el capital residual según

$$C_t^e = (1-\eta) \left(R_t^k Q_{t-1} K_t - E_{t-1} R_t^k \frac{B_t}{P_{t-1}} \right),$$

donde C_t^e es el consumo agregado de los empresarios que salen en el periodo t .

En general, el mecanismo de acelerador financiero implica que un incremento inesperado de los precios de los activos aumenta el valor neto de los empresarios y mejora las condiciones de su balance general. Esto a la vez reduce la prima de financiamiento externo e incrementa la demanda de capital por parte de estos empresarios. En equilibrio, el precio del capital aumenta más y los productores de capital incrementan la producción de nuevo capital. Este aumento adicional en los precios de los activos fortalece el mecanismo recién descrito. Así, el movimiento anticíclico en la prima de financiamiento externo implicado por las imperfecciones del mercado financiero magnifica los efectos de los choques a la economía.

3.3 Productores de capital

Los productores de capital se introducen para descentralizar el proceso de acumulación de capital.⁶ Los productores de capital usan tanto los productos de inversión final I_t como el capital existente K_t para construir nuevo capital K_{t+1} . Ellos arriendan el capital existente de los empresarios. Como en Christiano, Eichenbaum y Evans (2005), la producción de capital está sujeta a los costos de ajuste, los cuales se supone que son una función del crecimiento de la inversión $\frac{I_t}{I_{t-1}}$. La ecuación de la acumulación agregada de capital está dada por

⁶ En esta versión del modelo, la acumulación del capital podrían realizarla de igual modo directamente las familias sin diferencias en los resultados. Sin embargo, cuando se introducen los choques de tecnología específicos de la inversión, junto con los choques en las preferencias, podría ser beneficioso tener un agente diferente a cargo del proceso de acumulación de capital para tener un choque que afecte a la ecuación de consumo de Euler y un choque diferente que afecte a la ecuación de inversión de Euler.

$$K_{t+1} = (1 - \delta)K_t + I_t - \psi \left(\frac{I_t}{I_{t-1}} \right) I_t,$$

donde $\psi(\cdot)$ es una función con la propiedad que en estado estacionario $\psi = \psi' = 0$, y $\psi'' > 0$. A continuación, en la estimación, usaremos datos para inferir el valor de ψ'' , el cual tiene dos efectos contrastantes ya que los costos de ajuste más altos disminuyen la respuesta de la inversión a los choques agregados, pero implican movimientos más grandes en el precio del capital instalado y con esto mayores efectos de acelerador financiero cuando se consideran los costos de agencia.⁷

Tomando como dado el precio relativo del capital Q_t , los productores de capital eligen los factores de producción I_t y K_t para maximizar beneficios a partir de la formación de nuevo capital de acuerdo con

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \lambda_t \left\{ Q_t \left[(1 - \delta)K_t + I_t - \psi \left(\frac{I_t}{I_{t-1}} \right) I_t \right] - Q_t (1 - \delta)K_t - P_t I_t \right\},$$

donde λ_t es el multiplicador de la restricción presupuestaria de los hogares.

3.4 Minoristas

Los minoristas se introducen principalmente para generar rigideces de precios. Existe un continuo de minoristas que actúan en un contexto de competencia monopolística distribuidos uniformemente en el intervalo $[0, 1]$. Los minoristas compran productos mayoristas de los empresarios de manera competitiva y luego diferencian levemente el producto a un costo de recurso cero.

Sea $Y_t(z)$ los productos de reventa vendidos por el minorista

⁷ Siguiendo la sugerencia de un árbitro anónimo, se podría considerar la introducción de los costos de ajuste para el crecimiento de la inversión asumiendo que el capital es un factor con oferta semi-fija, al menos a corto plazo, y por lo tanto todos los cambios en la demanda se verán totalmente reflejados en los precios.

z , y que $P_t(z)$ sea su precio nominal. Los productos finales, Y_t , son la combinación de los productos individuales de reventa.

$$Y_t = \left[\int_0^1 Y_t(z)^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} dz \right]^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}},$$

donde $\varepsilon > 0$ determina la elasticidad de la demanda entre las variedades de z . El índice de precio correspondiente, P_t , está dado por

$$P_t = \left[\int_0^1 P_t(z)^{1-\varepsilon} dz \right]^{\frac{1}{1-\varepsilon}}.$$

Los hogares, productores de capital y el gobierno demandan bienes finales.

Cada minorista se enfrenta a una curva de demanda isoelástica dada por

23

$$Y_t(z) = \left(\frac{P(z)}{P_t} \right)^{-\varepsilon} Y_t.$$

Como en Calvo (1983), cada revendedor reajusta el precio con probabilidad $(1-\theta)$, independientemente del tiempo transcurrido desde el último ajuste de precio. Así, en cada periodo, una fracción $(1-\theta)$ de revendedores ajusta sus precios, mientras que la fracción θ restante indiza sus precios de acuerdo con la inflación pasada $\Pi_{t-1} = \frac{P_{t-1}}{P_{t-2}}$ con un grado de persistencia ρ_π . El costo marginal real de los revendedores para producir una unidad de producto de reventa es el precio de los productos mayoristas en relación con el precio de los productos finales $\left(\frac{P_{W,t}}{P_t} \right)$. Cada revendedor toma la curva de demanda 23 y el precio de los productos mayoristas como dados y fija el precio de reventa $P_t(z)$. Ante la posibilidad de reajustar sus precios en el periodo t , todos los revendedores eligen el mismo precio P_t^* dado por

24

$$P_t^* = \frac{\varepsilon}{\varepsilon - 1} \frac{E_t \sum_{i=0}^{\infty} \theta^i \Lambda_{t,i} P_{W,t+i} Y_{t+i} \left(\frac{1}{P_{t+i}} \right)^{1-\varepsilon}}{E_t \sum_{i=0}^{\infty} \theta^i \Lambda_{t,i} Y_{t+i} \left(\frac{1}{P_{t+i}} \right)^{1-\varepsilon}},$$

donde $\Lambda_{t,i} = \frac{\beta^i \lambda_t}{\lambda_{t+i}}$ es el factor de descuento estocástico que los revendedores toman como dado.

El precio agregado evoluciona de acuerdo con

25

$$P_t = \left[\theta \left(\Pi_{t-1}^{\rho_\pi} P_{t-1} \right)^{1-\varepsilon} + (1-\theta) (P_t^*)^{1-\varepsilon} \right]^{\frac{1}{1-\varepsilon}}.$$

Al combinar las ecuaciones 24 y 25 se produce la forma canónica de la nueva curva de Phillips con base en la nueva optimización que surge de un entorno de fijación de precios escalonada dependiente del tiempo.

3.5 Restricción del recurso agregado

La restricción de recursos agregados para los productos finales es

26

$$Y_t = C_t + C_t^e + I_t + G_t + \mu \int_0^{\bar{\omega}} \omega dF(\omega) R_t^k Q_{t-1} K_t,$$

donde G_t es el gasto de gobierno que asumimos como exógeno, mientras que $\mu \int_0^{\bar{\omega}} \omega dF(\omega) R_t^k Q_{t-1} K_t$ corresponde a los costos agregados de supervisión.⁸

3.6 Gobierno

El gasto exógeno del gobierno G_t se financia con impuestos de cuota fija T_t y de la creación de dinero según

⁸ En el ejercicio numérico, suponemos que los costos de recursos reales por quiebra son pequeños.

27

$$G_t = \frac{M_t - M_{t-1}}{P_t} + T_t.$$

El acervo de dinero se ajusta para apoyar la regla de tasa de interés especificada a continuación. Los impuestos de cuota fija se ajustan para satisfacer la restricción de presupuesto del gobierno.⁹

3.7 Política monetaria

La autoridad monetaria conduce la política monetaria usando la siguiente regla de tipo de interés.

28

$$\left(\frac{R_t^n}{R^n} \right) = \left[\frac{R_{t-1}^n}{R^n} \right]^{\rho_{r^n}} \left[\Pi_t^{\gamma_\pi} \left(\frac{Y_t - Y_{t-1}}{Y_{t-1}} \right)^{\gamma_y} \right]^{1-\rho_{r^n}} \zeta_{r^n,t},$$

donde R^n es el tipo de interés nominal de estado estacionario pagado sobre el bono de un periodo, ρ_{r^n} refleja el grado de moderación en el ajuste del tipo de interés, $\Pi_t = \frac{P_t}{P_{t-1}}$ es inflación,

γ_π es el peso sobre la inflación, γ_y es el peso del crecimiento del producto, y $\zeta_{r^n,t}$ es un choque de política monetaria.

3.8 Choques

Se supone que las perturbaciones exógenas al factor de descuento, la crisis financiera, el gasto del gobierno y la tecnología obedecen a procesos autorregresivo según:

$$\ln(\zeta_{C,t}) = \rho_{\zeta_C} \ln(\zeta_{C,t-1}) + \varepsilon_t^{\zeta_C}$$

$$\ln(\zeta_{S,t}) = \rho_{\zeta_S} \ln(\zeta_{S,t-1}) + \varepsilon_t^{\zeta_S}$$

⁹ Como se expone anteriormente, dado que la configuración de esta economía es un modelo de economía cerrada, el gasto de gobierno registrará el residual de la demanda agregada incluyendo las exportaciones netas.

$$\ln(G_t) = \rho_g \ln(G_{t-1}) + \varepsilon_t^g$$

$$\ln(A_t) = \rho_a \ln(A_{t-1}) + \varepsilon_t^a$$

mientras que el choque de política monetaria es i.i.d.:

$$\zeta_{r^n,t} = \varepsilon_t^{r^n}.$$

Todos los choques $\{\varepsilon_t^{\zeta_c}, \varepsilon_t^{\zeta_s}, \varepsilon_t^g, \varepsilon_t^a, \varepsilon_t^{r^n}\}$ se suponen distribuidos normalmente con una media cero y desviaciones estándar $\{\sigma_{\zeta_c}, \sigma_{\zeta_s}, \sigma_g, \sigma_a, \sigma_{r^n}\}$, respectivamente.

4. ESTRATEGIA DE ESTIMACIÓN Y APLICACIÓN EMPÍRICA

El modelo presentado anteriormente se estima usando métodos bayesianos.¹⁰ Esta sección describe los métodos y parámetros usados para esta estimación.

4.1 La estimación bayesiana del modelo EGDE

El objeto del interés es el vector de parámetros

$$\varphi = \{b, \theta, \psi, \chi, \gamma_\pi, \rho_{r^n}, \rho_\pi, \rho_{\zeta_c}, \rho_{\zeta_s}, \rho_g, \rho_a, \sigma_{r^n}, \sigma_{\zeta_c}, \sigma_{\zeta_s}, \sigma_g, \sigma_a\}.$$

Dada un vector con valores establecidos a priori $p(\varphi)$, la densidad posterior de los parámetros del modelo está dada por

$$p(\varphi|Y^T) = \frac{L(\varphi|Y^T)p(\varphi)}{\int L(\varphi|Y^T)p(\varphi)d\varphi},$$

donde $L(\varphi|Y^T)$ es la probabilidad condicional sobre los datos observados $Y^T = \{Y_1, \dots, Y_T\}$. En nuestro caso

¹⁰ Se encuentra una descripción detallada de los métodos en An y Schorfheide (2007). Los tratamientos en los libros de texto están disponibles en Canova (2007) y Dejong y Dave (2007).

$Y_t = [\Delta y_t + a_t, \Delta i_t + a_t, 4\pi_t, 4R_t^n, 4s_t]'$ para $t = 1, \dots, T$, donde $\Delta y_t + a_t$ es la tasa de crecimiento del producto real, $\Delta i_t + a_t$ es la tasa de crecimiento de la inversión real, $4\pi_t$ es la inflación anualizada del IPC, $4R_t^n$ es la tasa de los fondos federales efectivos anualizada, y $4s_t$ es la prima de financiamiento externo anualizada de Gilchrist, Ortiz y Zakrajšek (2008).

La función de probabilidad se computa según el supuesto de perturbaciones distribuidas normalmente combinando la representación estado-espacio implicada por la solución del modelo lineal de expectativas racionales y el filtro de Kalman. Se obtienen muestreos (*draws*) posteriores usando los métodos Monte Carlo basados en cadenas de Markov. Luego de obtener una aproximación para la moda posterior, se usa un algoritmo de paseo aleatorio Metropolis con 1,000,000 iteraciones para generar muestreos posteriores. Las estimaciones puntuales y mediciones de incertidumbre para φ se obtienen de los valores generados.

4.2 Parámetros

En el análisis cualitativo fijamos un subconjunto de parámetros que determinan el estado no estocástico estacionario y que la estimación no puede plenamente identificarse y nos concentraremos en la estimación de los parámetros que describen la política monetaria, la formación de hábitos, la inversión, las rigideces de precios, el mecanismo de acelerador financiero y los procesos exógenos. Los parámetros calibrados se presentan en la próxima subsección, mientras que los valores preestablecidos para los parámetros estimados se presentan en la subsección 4.2.2.

4.2.1 Calibración

Los valores de los parámetros calibrados son estándar; los valores del contrato financiero provienen de BGG, mientras que los valores tecnológicos y gubernamentales coinciden con

los datos de Estados Unidos. La tasa de crecimiento de tecnología, g_{ss} , es 0.00427, la cual implica que el crecimiento de la tecnología de estado estacionario, $A = e^{g_{ss}}$, es 1.00428, mientras que el factor de descuento, β , se fija en 0.99. Estos valores implican un tipo de interés nominal de estado estacionario, $4(R^n - 1) = 4\left(\frac{\beta}{A} - 1\right)$, del 5.77%. El rendimiento del capital de estado estacionario, R^K , se fija en aproximadamente 1.0195, lo cual implica una prima de financiamiento anual del 2%. En la función de producción, la participación del trabajo, α , es 0.65, mientras que la participación del trabajo empresarial, Ω^e , es 0.01. La elasticidad de la desutilidad marginal del trabajo, $1 + \gamma$, es 1.33. La tasa de depreciación del capital, δ , es 0.025,

Cuadro 1

PARÁMETROS CALIBRADOS		
<i>Coefficiente</i>	<i>Descripción</i>	<i>Valor</i>
g_{ss}	Tasa de crecimiento promedio de la tecnología	0.00427
β	Tasa de descuento	0.99
R_{ss}^k	Rendimiento del capital en estado estacionario	1.0195
α	Participación del trabajo en la producción	0.65
Ω^e	Participación del trabajo empresarial	0.01
$1 + \gamma$	Elasticidad de la desutilidad marginal del trabajo	1.33
κ	Relación capital en estado estacionario respecto a valor neto	2
η	Tasa de supervivencia empresarial	0.9728
σ_{ss}	Desviación estándar de la distribución de la productividad empresarial	0.028
μ	Costos de supervisión	0.12
G/Y	Coefficiente gasto del gobierno en estado estacionario respecto al producto	0.2
C^e/Y	Coefficiente del consumo empresarial en estado estacionario respecto al producto	0.01

mientras que el coeficiente de capital en estado estacionario respecto a valor neto empresarial, κ , se fija en 2. La tasa de supervivencia del empresario, η , se fija en 0.9728, la desviación estándar de la distribución de productividad empresarial, σ_{ss} , se fija en 0.28, y los costos de supervisión, μ , se fijan en 0.12, para que sea congruente con la tasa trimestral de incumplimiento del 0.0075. El coeficiente del gasto del gobierno en estado estacionario respecto al producto, $\frac{G}{Y}$, es 0.2, mientras que el coeficiente del consumo empresarial en estado estacionario respecto al producto, $\frac{C^e}{Y}$, se fija en 0.01. El parámetro que controla la demanda de dinero, ξ , no afecta la dinámica del modelo ya que la autoridad monetaria proveerá cualquier suma de dinero requerida para implementar la tasa de interés nominal determinada por la regla de política. El cuadro 1 compila estos valores calibrados.

4.2.2 Valores preestablecidos a priori para los parámetros del modelo

Son cinco las distribuciones previas usadas en la literatura de la estimación bayesiana de EGDE. Las distribuciones uniformes se usan cuando el investigador quiere limitar el rango de los parámetros, pero no quiere tomar una postura sobre la masa de valores particulares. Las distribuciones normales se usan para centrar la media anterior sin introducir sesgo en la distribución. Las distribuciones beta se usan para la mayoría de los parámetros cuyo rango está en el intervalo $[0, 1]$ como parámetros autorregresivos. Las distribuciones gamma se usan para los parámetros limitados a ser positivos. Las distribuciones gamma inversas se usan para la desviación estándar de los choques a fin de permitir una densidad positiva en cero. En nuestro caso, como se describe a continuación, las previas se seleccionaron con base en cálculos previos y en la información disponible. La información de las previas seleccionadas

se sintetiza en la tercera y la quinta columnas del cuadro 2. El apéndice 2 muestra las distribuciones de cada parámetro.

Se supone que el parámetro de hábito, b , sigue una distribución beta con una media previa de 0.7 y una desviación estándar de 0.1. Se supone que la segunda derivada de la función del costo de ajuste con respecto al crecimiento de la inversión, ψ'' , sigue una distribución gamma con una media previa de cinco y una desviación estándar de 0.5. Se supone que la elasticidad de la prima de financiamiento externo respecto a los cambios en el valor neto, χ , sigue una distribución beta con una media anterior de 0.06 y una desviación estándar de 0.03.

A continuación, se presentan los parámetros relacionados con los precios y las políticas monetarias. Se supone que la probabilidad de Calvo de no ajuste de precios, θ , sigue la distribución gamma con una media anterior de 0.7 y una desviación estándar de 0.1. Se supone que el grado de indexación de precios, ρ_π , sigue una distribución beta con una media de 0.3 y una desviación estándar de 0.1. Se asume que el componente autorregresivo de la tasa de interés nominal, $\rho_{r,n}$, sigue una distribución beta con una media de 0.5 y una desviación estándar de 0.2, mientras que se asume que los coeficientes de la regla de Taylor en la inflación, γ_π , y del crecimiento del producto, γ_y , siguen una distribución gamma con una media de 1.5 y 0.5, respectivamente y una desviación estándar común de 0.25.

Se supone que todos los parámetros autorregresivos asociados a los procesos de choque tienen una distribución beta. Se supone que las innovaciones en las preferencias, ρ_{ζ_c} , y el mercado de crédito, ρ_{ζ_s} , tienen una media previa de 0.5 y una desviación estándar de 0.25, mientras que la persistencia para el gasto de gobierno, ρ_g , y la tecnología, ρ_a , tienen una media previa de 0.9 y una desviación estándar de 0.1. Se supone que las desviaciones estándar de procesos de choque, $\sigma_{\zeta_c}, \sigma_{\zeta_s}, \sigma_g, \sigma_a$, tienen una distribución gamma inversa con una media previa de 1 y una desviación estándar de 4, siendo la única excepción la media de la desviación estándar de la innovación de la tasa de interés nominal, $\sigma_{r,n}$ que se fija en 0.4.

5. RESULTADOS

En esta sección presentamos los resultados de las estimaciones, las funciones bayesianas de respuesta al impulso, la descomposición del choque histórico y la descomposición de la varianza.

5.1 Estimación

El cuadro 2, a continuación, sintetiza los resultados de la estimación. Los coeficientes estimados y sus descripciones se presentan en las columnas 1 y 2, las distribuciones de las densidades previas, medias y desviaciones estándar se consignan en las tres columnas siguientes. El modo posterior y los intervalos de confianza al 90% aparecen en las columnas 6 y 8 para el caso sin acelerador financiero, y en las últimas tres columnas para el caso del acelerador financiero. Las probabilidades marginales no son comparables porque el modelo sin el acelerador financiero no usa datos financieros.¹¹ En general, las estimaciones de parámetros con el mecanismo de acelerador financiero y sin él son similares. Las principales diferencias están en el grado de indexación de precios, que es más grande en el modelo sin acelerador financiero, y en la desviación estándar del choque de preferencias que es menor en el modelo sin acelerador financiero.

La estimación del parámetro de hábito, b , es 0.918, ligeramente superior en el modelo sin fricciones financieras en 0.898, sugiriendo que en presencia de imperfecciones del mercado de crédito los consumidores suavizan en mayor medida el consumo. La segunda derivada de la función de costo de ajuste con respecto al crecimiento de la inversión, ψ'' , es 5.559, un

¹¹ Hemos estimado el modelo de acelerador no financiero usando datos financieros e incluyendo errores de medición a la prima de financiamiento externo. En este caso, son comparables las densidades de los datos logarítmicos, y el modelo con un acelerador financiero tiene una coincidencia notable con los datos ya que el modelo sin este mecanismo financiero no puede reproducir el comportamiento observado de la prima de financiamiento externo.

número más pequeño que el reportado por CMR en un modelo que también tiene tasa de utilización de capital, pero mayor que el presentado en el modelo sin fricciones financieras en 4.551. Cabe recordar que los costos de ajuste más altos reducen la respuesta de la inversión pero, por medio de los cambios en el precio del capital instalado, magnifican el acelerador financiero. En el modelo con fricciones financieras, la elasticidad de la prima de financiamiento externo con respecto a los cambios en el valor neto, χ , se estima a 0.009, inferior a las estimaciones previas entre 0.03 y 0.1.

A continuación detallamos los parámetros relacionados con los precios y con la política monetaria. La estimación de la probabilidad de Calvo de no ajustar los precios, θ , es 0.929, también mayor que en el modelo sin fricciones financieras de 0.896. La estimación del grado de la indexación del precio, ρ_π , es 0.224, muy inferior al 0.516 en el modelo sin fricciones financieras. En el modelo con fricciones financieras, el componente autorregresivo de la tasa de interés nominal, ρ_{r^n} , es 0.939, mientras que el coeficiente de la regla de Taylor sobre la inflación, γ_π , es 1.264 y el crecimiento del producto, γ_y , es 0.236. En el modelo sin fricciones financieras, las estimaciones son 0.903, 1.237 y 0.252, respectivamente, lo que sugiere que las diferentes dinámicas observadas entre los dos modelos no se deben a diferencias en las estimaciones de política monetaria.

En el modelo con fricciones financieras, los procesos autorregresivos implican coeficientes autorregresivos de 0.788 para las preferencias ρ_{ζ_c} , de 0.957 para el gasto del gobierno ρ_g , de 0.980 para tecnología ρ_a , y de 0.725 para el mercado de crédito ρ_{ζ_s} . Los procesos de choque tienen desviaciones estándar de 0.121 para el tipo de interés nominal σ_{r^n} , de 4.834 para las preferencias σ_{ζ_c} , de 2.704 para el gasto del gobierno σ_g , de 0.320 para tecnología σ_a , y de 2.353 para las innovaciones del mercado de crédito σ_{ζ_s} . En el modelo sin fricciones financieras, no se incluyen los mercados de crédito, y por lo tanto los coeficientes autorregresivos para las preferencias, gasto del gobierno y tecnología son 0.767, 0.971 y 0.991, respectivamente. Las desviaciones estándar para la tasa de interés nominal, las

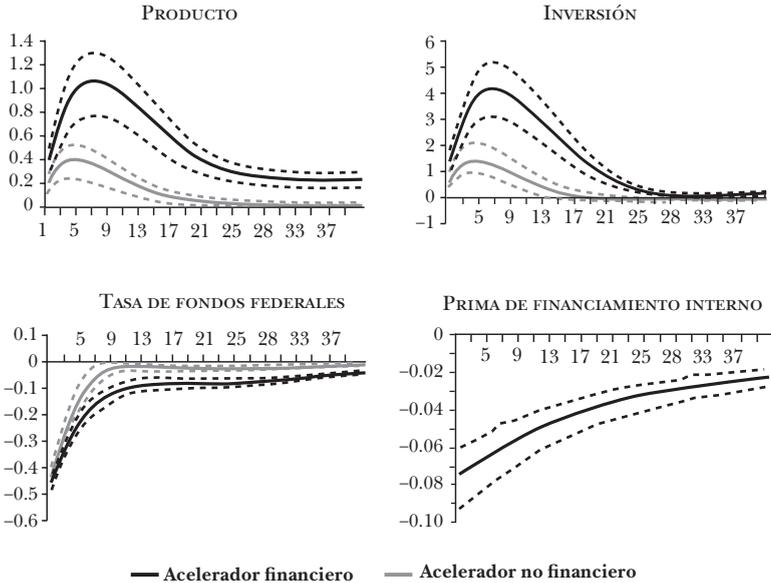
ρ_{ζ^c}	B	0.50	0.25	0.77	0.70	0.85	0.79	0.76	0.81	
ρ_{ζ^s}	B	0.50	0.25	-	-	-	0.73	0.71	0.76	
<i>Desviación estándar de los choques</i>										
		<i>Densidad previa</i>	<i>Media previa</i>	<i>Desviación estándar previa</i>	<i>Media posterior</i>	<i>5%</i>	<i>95%</i>	<i>Media posterior</i>	<i>5%</i>	<i>95%</i>
σ_{η^c}		I	0.40	4.00	0.12	0.11	0.14	0.12	0.11	0.14
σ_g		I	1.00	4.00	2.84	2.45	3.22	2.70	2.31	3.22
σ_a		I	1.00	4.00	0.21	0.16	0.26	0.32	0.21	0.43
σ_{ζ^c}		I	1.00	4.00	3.59	2.16	5.00	4.83	4.60	5.00
σ_{ζ^s}		I	1.00	4.00	-	-	-	2.35	1.83	2.83

Nota: coeficientes calibrados: crecimiento promedio de la tecnología $g_s = 0.00427$, factor de descuento $\beta = 0.99$, participación del trabajo en la producción $\alpha = 0.65$, participación del trabajo empresarial $\Omega e = 0.01$, desutilidad marginal del trabajo $\gamma = 0.33$, tasa de depreciación $\delta = 0.025$, coeficiente del gasto del gobierno en estado estacionario respecto al producto $G/Y = 0.2$, y coeficiente del consumo empresarial en estado estacionario respecto al producto $C_e/Y = 0.01$. Para el modelo del acelerador financiero también se calibraron los siguientes parámetros: la tasa de supervivencia empresarial $\eta = 0.98$, una prima de riesgo en estado estacionario $\eta\beta = 0.02/4$ y un coeficiente de apalancamiento en estado estacionario $\kappa = 2$.

¹ En modelo sin acelerador financiero no se utilizaron datos financieros, no hay perturbaciones en la prima de financiamiento externo y la elasticidad de la prima de riesgo se establece en 0. ² En el modelo de acelerador financiero los datos de la prima de financiamiento externo se usaron para identificar los choques de la prima de financiamiento externo y la elasticidad de la prima de riesgo, γ . ³ Los percentiles posteriores son dos cadenas de 1,000,000 muestreos generados utilizando un algoritmo de camino aleatorio Metropolis. Descartamos los primeros 500,000 y retuvimos uno cada cinco de los muestreos subsiguientes. ⁴ Distribuciones B-beta, G-gamma, e I gamma invertida.

Gráfica 2

MODELO DE RESPUESTAS A UN CHOQUE DE LA POLÍTICA MONETARIA



Nota: las líneas continuas en cada panel describen la función de respuesta promedio al impulso de cada variable a un choque de una desviación estándar en la política monetaria. Las líneas discontinuas ofrecen los intervalos al 90% de confianza. Las líneas negras en cada panel describen el caso del acelerador financiero. Las líneas grises describen las respuestas generadas por el modelo sin el acelerador financiero.

preferencias, gasto del gobierno y tecnología son 0.123, 3.592, 2.838 y 0.209, respectivamente.

5.2 Funciones de respuesta al impulso

La gráfica 2 muestra las funciones de impulso-respuesta del producto, de la inversión y de la prima de financiamiento externo a una desviación estándar en el choque de política monetaria. La gráfica 3 muestra la evolución del producto, de la inversión y de la tasa de fondos federales a una desviación estándar del choque de prima de financiamiento externo.

Todas las innovaciones se expresan en puntos porcentuales y se consignan la media y los intervalos de confianza del 90%. Las líneas negras muestran el caso del acelerador financiero, mientras el modelo sin fricciones financieras se representa con las líneas grises.

Antes de explicar los resultados, es importante recordar que en un entorno de acelerador financiero una expansión en el producto provoca un incremento en el valor de los activos establecidos y un alza en el valor neto empresarial. A medida que se expande el valor neto del empresario con respecto a su préstamo, cae la prima de financiamiento externo, causando un mayor incremento en los valores de los activos y en la demanda de inversión. Estos efectos de retroalimentación del equilibrio general, a su vez, amplifican más el mecanismo de acelerador financiero. Para el modelo de acelerador financiero, este mecanismo opera tanto para los choques financieros como los no financieros.

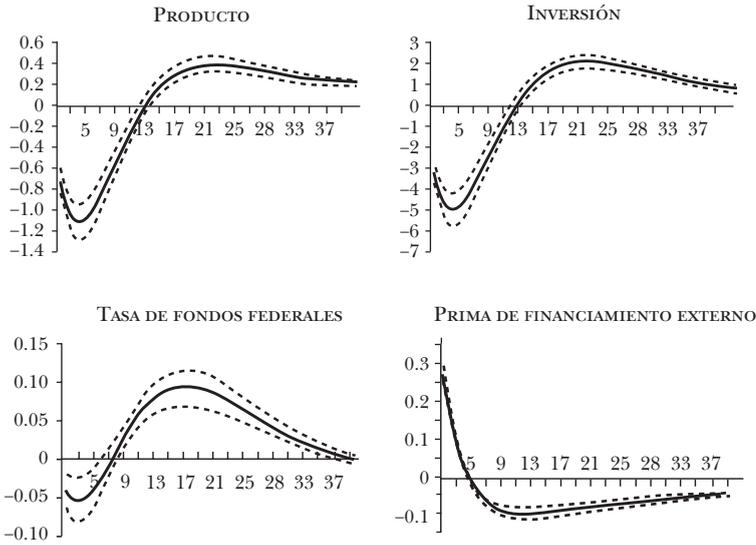
La gráfica 2 muestra que una innovación de política monetaria expansiva inesperada genera expansiones en forma de joroba en el producto y la inversión, acompañadas de presiones inflacionarias (no mostradas), y debido al mecanismo descrito anteriormente, una caída en la prima de financiamiento externo. Este último efecto es el mecanismo de transmisión clave que explica por qué la política monetaria podría tener efectos estabilizadores adicionales ante imperfecciones en el mercado de crédito como se ejemplifica en la respuesta adicional del producto y la inversión.

La gráfica 3 muestra que un incremento en la prima de financiamiento externo al endurecer las restricciones del mercado de crédito contribuye significativamente a las contracciones del producto y de la inversión, sin aliviar las presiones inflacionarias (no mostradas) debido al efecto del lado de la oferta y una menor acumulación de capital y, creando restricciones de política monetaria. Estos movimientos están en línea con la evidencia empírica del VAR expuesto en la sección 2.

El efecto real de este mecanismo es cuantitativamente grande: un alza del 0.25% en la prima de financiamiento externo

Gráfica 3

MODELO DE RESPUESTAS A UN CHOQUE EN LA PRIMA DE RIESGO DE UN CRÉDITO (financiamiento externo)



Nota: las líneas continuas en cada panel describen la función de respuesta promedio al impulso de cada variable a un choque de una desviación estándar en la prima de financiamiento externo. Las líneas discontinuas ofrecen los intervalos al 90% de confianza. Las líneas negras en cada panel describen el caso del acelerador financiero. Aquí no hay líneas grises ya que el modelo sin el acelerador financiero no tiene choques financieros.

causa una baja del 0.73% en el producto y una baja del 2.8% en la inversión. Estas cifras son una aproximación a la evidencia empírica presentada en Gilchrist y Zakrajšek (2012) que analiza la respuesta de la economía a los choques de una prima excesiva de los bonos.

Para complementar, describimos las respuestas de las variables observables para otros tres choques: gasto del gobierno, tecnología y factor de descuento.¹²

Un choque positivo al gasto del gobierno causa una expansión

¹² Las funciones de impulso-respuesta están disponibles a pedido.

en el producto y en la inversión junto con las presiones inflacionarias que se enfrentan con el tipo de interés más alto. En el modelo de acelerador financiero, el alza en el precio del capital instalado provocado por esta expansión impulsada por la demanda mejora la posición financiera de los empresarios y relaja las condiciones del mercado de crédito al bajar la prima de financiamiento externo.

Un choque positivo de tecnología incrementa la producción y la inversión y baja la inflación al tiempo que disminuye la tasa de interés. Nuevamente, en el modelo de acelerador financiero, las condiciones de crédito amplifican el efecto del choque.

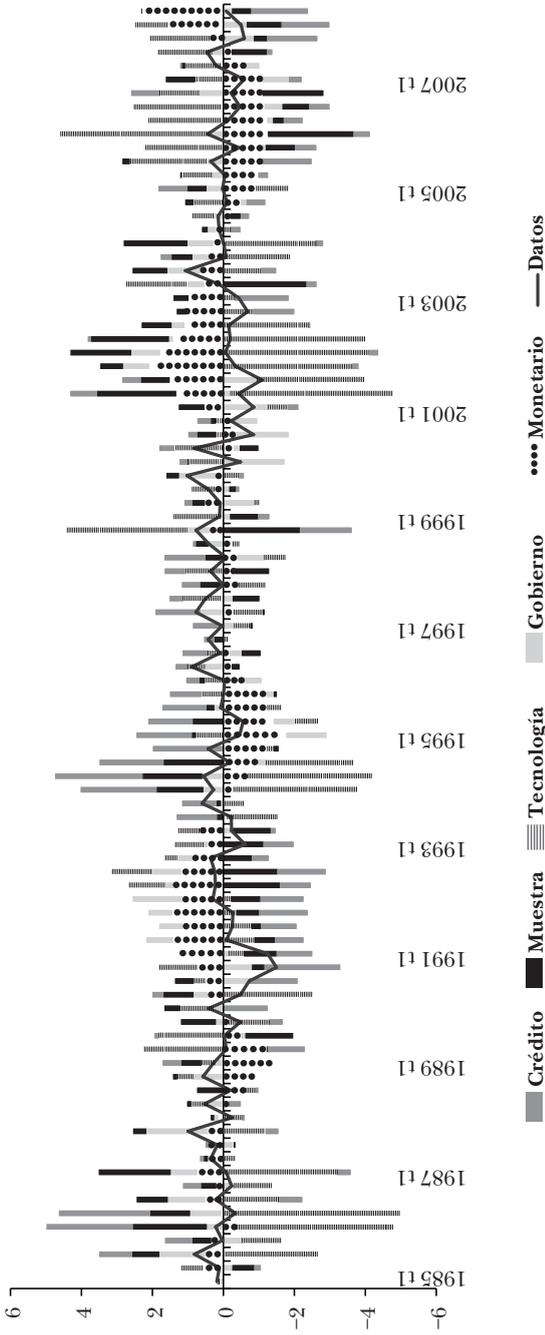
Un choque positivo en el factor de descuento incrementa el consumo y en ambos modelos tiene una respuesta inicial positiva en el producto. Sin embargo, la respuesta de nuestra economía modelada al choque del factor de descuento tiene efectos contrastantes dependiendo de la inclusión de un mecanismo de acelerador financiero. Sin el mecanismo de acelerador financiero, el incremento inicial del producto provocado por el incremento en el consumo queda rápidamente anulado por la caída de la inversión. Cuando se consideran los factores financieros, la mejora en las condiciones del mercado de crédito es suficiente para mantener una sólida inversión. En ambos casos, existen presiones inflacionarias y se eleva la tasa de fondos federales.

5.3 Descomposición del choque

Para entender las implicaciones del modelo para la conducción de la política monetaria y evaluar la importancia de las fricciones del mercado financiero en la determinación de los resultados de los ciclos económicos, calculamos la porción del movimiento en los datos observados que puede atribuirse a cada choque. La gráfica 4 presenta la contribución de cada choque, de política monetaria, gasto del gobierno, tecnología, preferencia (factor de descuento), y prima de crédito de financiamiento externo (riesgo de crédito), para explicar la conducta observada de crecimiento del producto (con el promedio

Gráfica 4

DESCOMPOSICIÓN DEL CHOQUE HISTÓRICO DEL CRECIMIENTO DEL PRODUCTO EN EL MODELO DE ACELERADOR FINANCIERO



Nota: esta gráfica presenta la descomposición del choque histórico del crecimiento del producto mermado computado con el modelo estimado. La línea negra describe el comportamiento de esta variable expresada en desviaciones en puntos porcentuales respecto a su estado regular. Cada una de las barras se asocia con cada trimestre y presenta la contribución de cada choque al comportamiento observado. La suma de los cinco choques se incorpora a los datos.

sustraído) en el caso del acelerador financiero. En el apéndice 3, se presentan las gráficas para otras cuatro variables observables en el caso del acelerador financiero.

Esta gráfica muestra la preponderancia de las innovaciones de tecnología como el motor de fluctuaciones económicas y el papel relativamente pequeño atribuible a los choques de gobierno.¹³ Esta descomposición del choque histórico demuestra también que hay claros episodios cuando la política económica y las perturbaciones financieras fueron importantes en la determinación de las fluctuaciones económicas.

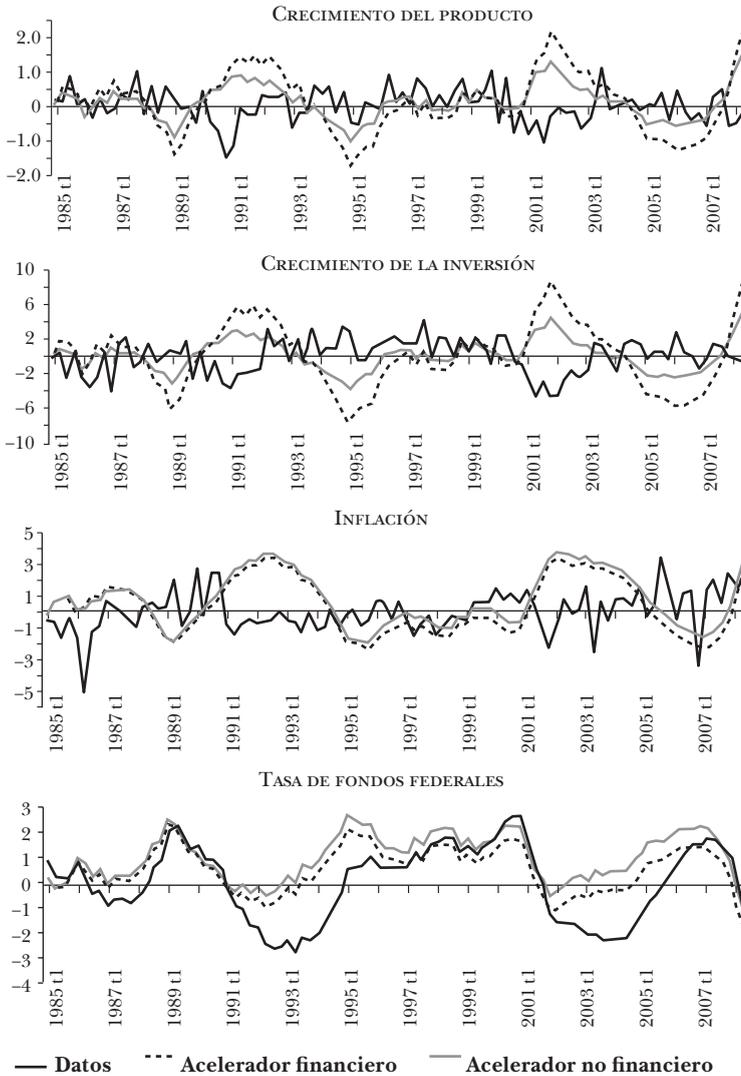
Para lograr una mayor intuición, ahora nos concentramos en la porción del movimiento en variables observables que pueden ser acreditadas a la política monetaria y a las innovaciones en el mercado de crédito. La gráfica 5 muestra la descomposición histórica de choques de política monetaria en los casos con acelerador financiero o sin él, mientras que la gráfica 6 se enfoca en los choques financieros.

La gráfica 5 muestra que el efecto de los choques de política monetaria en la economía concuerda con el registro histórico en cuanto al comportamiento de la política monetaria desde mediados de los años ochenta. La política monetaria fue contraccionista a fines de los años ochenta antes del inicio de la recesión de 1990-1991 pero se relajó de modo considerable durante la debacle económica de principios de los noventa. De acuerdo con nuestras estimaciones, la política monetaria también contribuyó a la desaceleración en la inversión de negocios y en el producto durante el periodo 1994-1995. La posición de la política monetaria fue ligeramente neutral hasta el colapso del mercado de acciones a principio del año 2000,

¹³ McGrattan y Prescott (2010) señalan el importante papel del capital intangible desempeñado durante la expansión del producto en los años noventa. Extender el actual modelo con inversión intangible y con el cambio de tecnología no neutral con respecto a la producción de bienes de inversión intangibles sería una extensión natural para verificar la robustez de la descomposición del choque presentada, en especial dadas las contribuciones negativas de la tecnología durante parte de los noventa.

Gráfica 5a

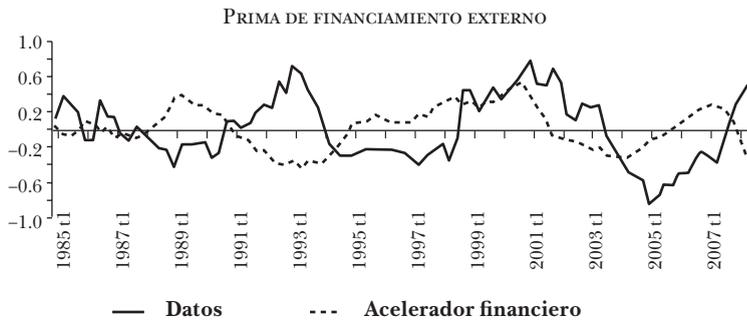
DESCOMPOSICIÓN HISTÓRICA DE LOS CHOQUES DE POLÍTICA MONETARIA



Nota: la línea continua en cada panel describe el comportamiento de las variables reales expresado en desviaciones en puntos porcentuales respecto de su estado regular. La línea punteada en cada panel describe el efecto estimado de los choques de política monetaria según el modelo de acelerador financiero. La línea continua gris en cada panel describe el efecto estimado de los choques de política monetaria en el modelo sin el acelerador financiero.

Gráfica 5b

DESCOMPOSICIÓN HISTÓRICA DE LOS CHOQUES DE POLÍTICA MONETARIA

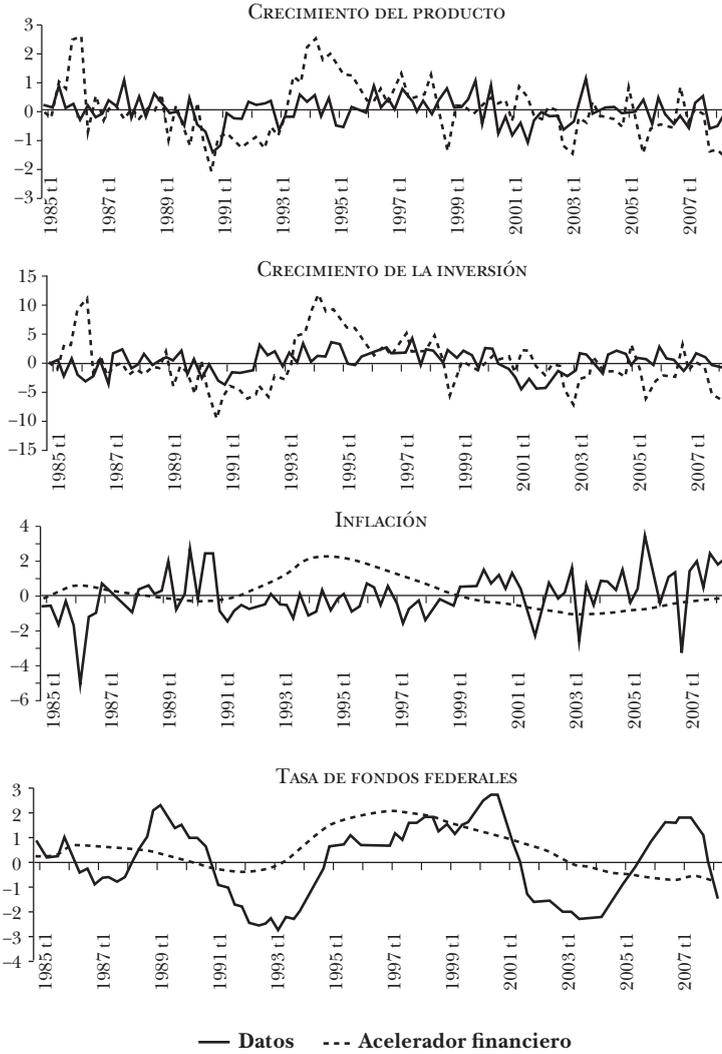


y según nuestras estimaciones, la política se relajó de manera significativa durante la recesión de 2001. De nuevo, la política monetaria estuvo relativamente ajustada durante el auge inmobiliario del periodo 2005-2007. La rápida secuencia de cortes en las tasas de fondos federales durante 2007 parece también una relajación en las condiciones monetarias que ha apoyado la expansión de la inversión y del producto durante este periodo. Una característica atractiva de este modelo es que el mecanismo de transmisión monetaria funciona en parte por medio de su repercusión en las condiciones del balance general; esto es, la prima de financiamiento externo es fuertemente anticíclica en respuesta a los choques de política monetaria.

La gráfica 6 muestra que los efectos estimados de perturbaciones financieras y su impacto en la economía real concuerdan con las percepciones históricas de los posibles efectos de las condiciones más estrictas de crédito sobre la actividad económica. Según nuestras estimaciones, la economía mostró signos de dificultades financieras al inicio de la recesión 1990-1991, y las condiciones financieras adversas siguieron siendo un obstáculo para la economía real durante la recuperación sin empleo de principios de los años noventa. Ciertamente, entre 1989 y 1993, los choques en el sector financiero causaron un alza de 150 puntos base en la prima de financiamiento

Gráfica 6a

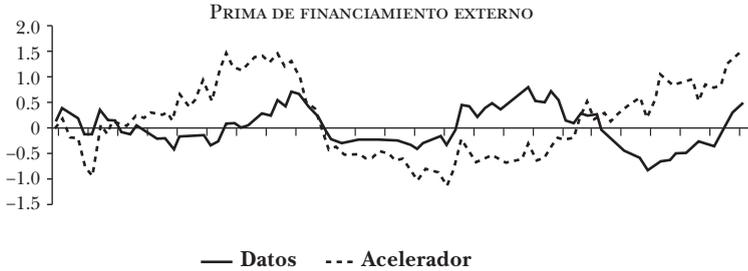
DESCOMPOSICIÓN HISTÓRICA DE LOS CHOQUES FINANCIEROS



Nota: la línea continua en cada panel describe el comportamiento de las variables reales expresado en desviaciones en puntos porcentuales respecto de su estado regular. La línea punteada en cada panel describe el efecto estimado de los choques de política monetaria según el modelo de acelerador financiero. Aquí no hay una línea continua gris ya que en el modelo sin acelerador financiero no hay choques financieros.

Figure 6b

DESCOMPOSICIÓN HISTÓRICA DE LOS CHOQUES FINANCIEROS



externo, incremento que llevó a un prolongado periodo de desempeño económico poco satisfactorio. Las condiciones en el mercado de crédito mejoraron evidentemente durante la segunda mitad de los años noventa, periodo en el cual la prima de financiamiento externo bajó aproximadamente 250 puntos base. La prima ascendió luego de la explosión de la burbuja del punto-com, y las condiciones financieras se deterioraron más aún al inicio del colapso inmobiliario en 2005. El modelo registra también la crisis financiera actual como un choque en el sector financiero, manifiesto en un salto de 75 puntos base en la prima de financiamiento externo; esto ha provocado una marcada desaceleración del crecimiento de la inversión y del producto durante los últimos cuatro trimestres.

En resumen, este modelo relativamente simple de acelerador financiero, cuando se estima usando tanto datos reales como los del mercado financiero, funciona notablemente bien para registrar gran parte de la narrativa en torno al comportamiento de la política monetaria y a los acontecimientos en los mercados financieros que llevaron a episodios de exceso financiero y a problemas durante las últimas dos décadas. Como se demuestra durante los tres episodios, cuando las innovaciones en el mercado de crédito retrasaron el crecimiento del producto, la política monetaria contrarrestó en parte estos efectos.

Cuadro 3

DESCOMPOSICIÓN DE LA VARIANZA ASINTÓNICA DEL MODELO SIN FACTORES FINANCIEROS Y DEL MODELO CON FACTORES FINANCIEROS

<i>Choque de la variable</i>	<i>Producto</i>	<i>Inversión</i>	<i>Inflación</i>	<i>Tipo de interés</i>	<i>Prima de financiamiento externo</i>
Monetaria	18.5/12.5	26.1/17.1	10.6/7.1	10.4/9.6	-/3.8
Gobierno	27.3/6.5	1.2/0.5	0.4/0.6	1.5/2.3	-/0.6
Tecnología	44.7/51.3	44.6/53.0	64.0/52.0	66.9/42.2	-/11.1
Factor de descuento	9.5/14.7	28.0/6.9	25.0/38.1	21.2/37.6	-/49.7
Prima de financiamiento externo	-/15.1	-/22.5	-/2.1	-/8.4	-/34.8

Nota: el cuadro presenta el porcentaje de varianza de cada variable (consignado en columnas) que se explican por cada uno de los choques (presentados en filas). Cada celda muestra dos números separados por una diagonal. El primer número corresponde a la parte en el modelo sin factores financieros y el segundo a la parte en el modelo con estos factores incluidos.

5.4 Descomposición de la varianza

El cuadro 3 resume la descomposición de la varianza asintótica para los modelos con factores financieros y sin ellos. En ambos casos las innovaciones de tecnología son la fuerza principal que explica la fluctuación del producto, de la inversión, de la inflación y de la tasa de interés nominal. En el caso de la prima de financiamiento externo, la varianza se explica principalmente por choques de preferencias con un 50% y choques financieros (prima de financiamiento externo) con un 34.8%, mientras que la tecnología representa solamente un 1.1% de su varianza.

En la versión con factores financieros, las innovaciones monetarias explican el 12.5% de la varianza del producto, mientras que las innovaciones en el mercado de crédito explican el

15.1%.¹⁴ Al mismo tiempo, en el caso de la inversión, la política monetaria explica el 17.1%, mientras que las innovaciones en el mercado de crédito representan un 22.5%. En el modelo sin factores financieros, los choques en el gasto del gobierno (un residuo en las restricciones de recursos agregados) registran la mayor parte de la proporción que realmente es explicada por medio de factores financieros, mientras que en el caso de la inversión, lo hace el factor de descuento.

6. CONCLUSIONES

Con el uso de datos macroeconómicos y financieros en un modelo EGDE con fricciones financieras, este documento muestra que las fricciones en el mercado financiero han sido importantes en los ciclos económicos de Estados Unidos amplificando las perturbaciones reales y nominales en la economía. El modelo estimado muestra que los choques financieros tienen efectos reales destacados pues un alza del 0.25% en la prima de financiamiento externo causa una baja del 0.73% en el producto y una del 2.8% en la inversión. Una reducción inesperada del 0.44% en la tasa de fondos federales contribuye con una expansión del 0.38% en el producto y un incremento del 1.42% en la inversión. Ante imperfecciones en el mercado de crédito, el aumento en el producto que se da junto con la política monetaria expansiva, al mejorar las posiciones financieras de los prestatarios, contribuye a reducir el costo del financiamiento externo y así contribuye más a la expansión del producto. Brindamos evidencia de que las perturbaciones en el sector financiero tienen consecuencias reales significativas para el producto y para las actividades de inversión, representando

¹⁴ Usando la misma medida de prima de financiamiento externo, pero con la especificación de autorregresión del vector aumentado por el factor en vez del modelo EGDE presentado aquí, Gilchrist, Yankov y Zakrajsek (2008) hallaron que los choques que emanan del mercado de bonos corporativos responden por aproximadamente un 20% de la varianza de la producción industrial en un horizonte de dos a cuatro años.

un 12.5% y un 17.1% de sus respectivas varianzas desde 1985. También observamos que la política monetaria fue parcialmente eficaz para contrarrestar los choques adversos que se originaron en el mercado financiero durante las tres recesiones más recientes.

Apéndices

Apéndice 1. Modelo log-linealizado

Se presenta a continuación la versión log-linealizada. Como en BGG (1999), el modelo se presenta en función de cuatro bloques de ecuaciones: 1) demanda agregada; 2) oferta agregada; 3) evolución de las variables de estado; y 4) regla de política monetaria y los procesos de los diferentes choques. Todas las variables en minúscula denotan desviaciones logarítmicas del estado estacionario, mientras que las variables sin un subíndice de tiempo representan variables de estado estacionario.

Demanda agregada

Restricción de recursos:

$$\text{A.1} \quad y_t = \frac{C}{Y} c_t + \frac{C^e}{Y} c_t^e + \frac{1}{Y} i_t + \frac{G}{Y} g_t + \varphi_t$$

Utilidad marginal en el caso de hábitos internos:

$$\text{A.2} \quad \lambda_t = \frac{1}{b^2 \beta - bA(1 + \beta) + A^2} [-(b^2 \beta + A^2) c_t + bA c_{t-1} + bA \beta E_t \{c_{t+1}\} - bA a_t + bA \beta E_t \{a_{t+1}\}]$$

Consumo-ahorro:

$$\text{A.3} \quad \lambda_t = E_t \{\lambda_{t+1}\} - r_{t+1}^n - E_t \{\pi_{t+1}\} - E_t \{a_{t+1}\} - \zeta_{c,t}$$

Consumo empresarial:

A.4

$$r_t^e = n_{t+1}$$

Definición de la prima de financiamiento externo:

A.5

$$s_t = E_t \{ r_{t+1}^k \} - (r_{t+1}^n - E_t \{ \pi_{t+1} \}) + \zeta_{s,t}$$

Determinación de la prima de financiamiento externo:

A.6

$$s_t = \chi (q_t - k_{t+1} + n_{t+1})$$

Tasa de rendimiento real esperado sobre el capital:

A.7

$$E_t \{ R_{t+1}^K \} = \frac{(1-\alpha) \frac{\varepsilon-1}{\varepsilon} \frac{Y}{K} A}{(1-\alpha) \frac{\varepsilon-1}{\varepsilon} \frac{Y}{K} A + (1-\delta)} (E_t \{ y_{t+1} \} - k_{t+1} + E_t \{ a_{t+1} \}) + E_t \{ mc_{t+1} \} + \frac{(1-\delta)}{(1-\alpha) \frac{\varepsilon-1}{\varepsilon} \frac{Y}{K} A + (1-\delta)} E_t \{ q_{t+1} \} - q_t$$

Relación entre el precio del capital q_t y el costo del ajuste de la inversión como una función de la tasa de crecimiento de I_t :

A.8

$$q_t = (1+\beta)\psi A^2 i_t - \psi A^2 i_{t-1} - \beta \psi A^2 E_t \{ i_{t+1} \} + \psi A^2 a_t - \beta \psi A^2 E_t \{ a_{t+1} \}$$

Oferta agregada

Oferta agregada de productos finales:

A.9

$$y_t = \alpha \Omega h_t + (1-\alpha)k_t - (1-\alpha)a_t$$

Equilibrio del mercado laboral:

A.10

$$y_t - h_t + mc_t + \lambda_t = \gamma h_t$$

Curva de Phillips:

$$\text{A.11} \quad \pi_t = \frac{1}{1 + \beta\rho_\pi} \frac{(1-\theta)(1-\beta\theta)}{\theta} mc_t + \frac{\beta}{1 + \beta\rho_\pi} E_t \{ \pi_{t+1} \} + \frac{\rho_\pi}{1 + \beta\rho_\pi} \pi_{t-1}$$

Evolución de las variables de estado

Acumulación de capital:

$$\text{A.12} \quad k_{t+1} = \left(1 - \frac{1-\delta}{A} \right) i_t + \frac{1-\delta}{A} (k_t - a_t)$$

Evolución del valor neto:

$$\text{A.13} \quad n_{t+1} = n_t + \frac{K}{N} r_t^k - \left(\frac{K}{N} - 1 \right) E_{t-1} r_t^k + \alpha(1-\Omega) \frac{Y}{N} \frac{\varepsilon-1}{\varepsilon} (y_t + mc_t) - a_t$$

o usando la definición de prima de financiamiento externo

$$E_{t-1} \{ r_t^k \} = s_{t-1} + (r_t^n + E_{t-1} \pi_t).$$

$$\text{A.14} \quad n_{t+1} = n_t + \frac{K}{N} r_t^k - \left(\frac{K}{N} - 1 \right) \left[s_{t-1} + (r_t^n + E_{t-1} \pi_t) \right] + \alpha(1-\Omega) \frac{Y}{N} \frac{\varepsilon-1}{\varepsilon} (y_t + mc_t) - a_t$$

Regla de política monetaria y procesos de choque

La regla de política monetaria sigue:

$$\text{A.15} \quad r_t^n = \rho_{r^n} r_{t-1}^n + (1 - \rho_{r^n}) \left[\gamma_\pi \pi_t + \gamma_y (y_t - y_{t-1} + a_t) \right] + \varepsilon_t^{r^n}$$

Se supone que las perturbaciones exógenas al gasto del gobierno, la tecnología, el factor de descuento y la inestabilidad financiera obedecen a procesos autorregresivos:

$$\text{A.16} \quad g_t = \rho_g g_{t-1} + \varepsilon_t^g$$

$$\text{A.17} \quad a_t = \rho_a a_{t-1} + \varepsilon_t^a$$

$$\text{A.18} \quad \zeta_{c,t} = \rho_{\zeta_c} \zeta_{c,t-1} + \varepsilon_t^{\zeta_c}$$

A.19

$$\zeta_{s,t} = \rho_{\zeta} \zeta_{s,t-1} + \varepsilon_t^{\zeta}$$

Mientras que el choque de política está i.i.d.:

A.20

$$\zeta_{y^n,t} = \varepsilon_t^{y^n}$$

Apéndice 2. Distribuciones previas y posteriores

La gráfica A1 presenta las distribuciones previas (claras) y posteriores (oscuras) para las estimaciones de parámetros, junto con la moda posterior (línea vertical).

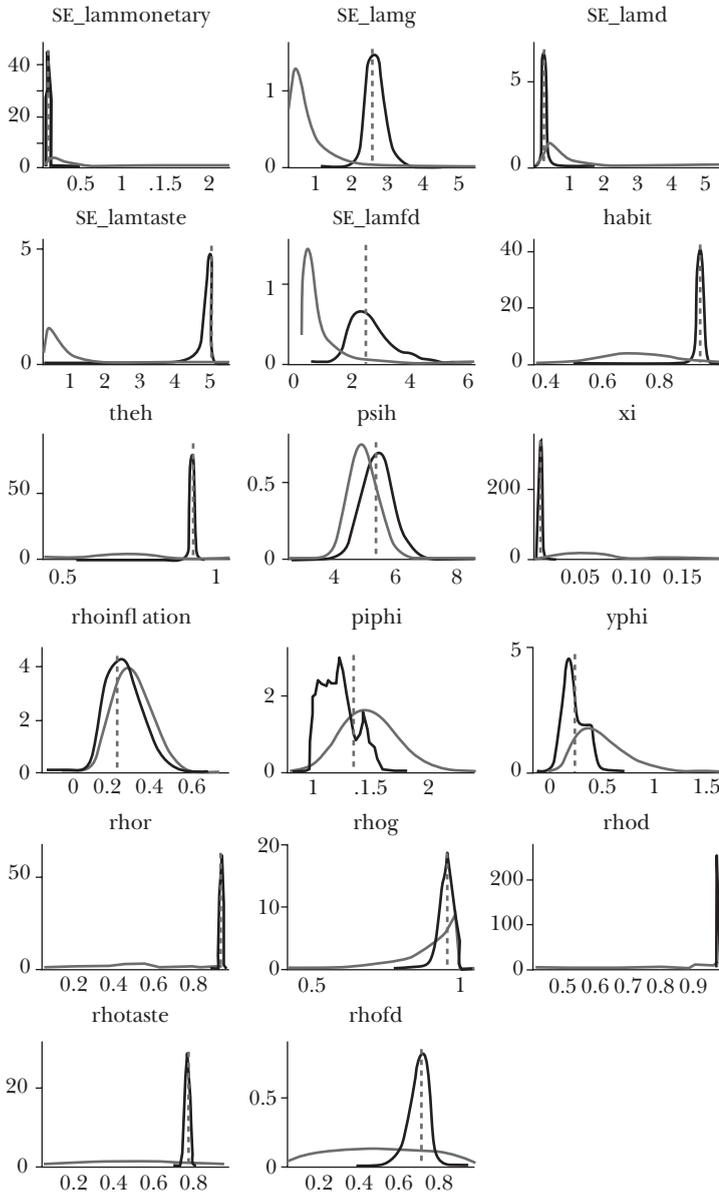
Apéndice 3. Descomposición de los choques

Las gráficas A2 a A5 muestran la contribución de cada choque a los datos observados para el caso del acelerador financiero. Por ejemplo, la gráfica A2 muestra la contribución de los choques de política monetaria, de gasto de gobierno, de tecnología, de preferencias (factor de descuento) y de crédito (prima de financiamiento externo) para explicar el crecimiento de la inversión (una vez que se retiró el promedio de la variable). Las gráficas A3 a A5 muestran los resultados para la inflación estacionaria del IPC, la tasa estacionaria de fondos federales y la prima estacionaria de financiamiento externo, respectivamente, donde como se especifica en el texto a todas las variables se les resta la media de la muestra.

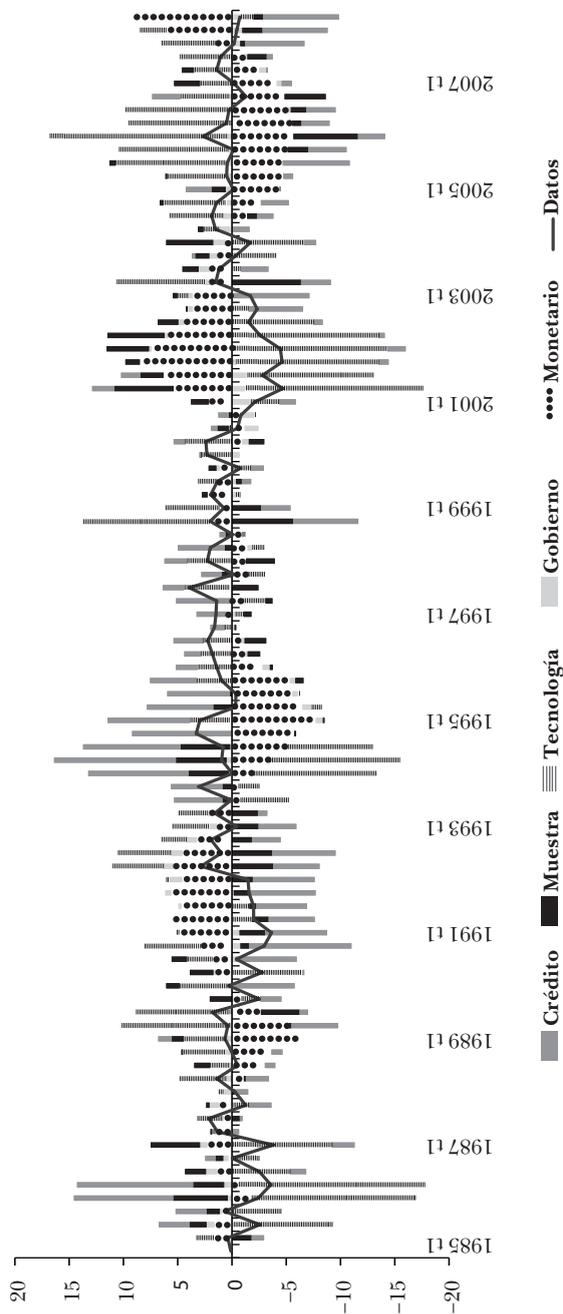
Bibliografía

- An, S., y F. Schorfheide (2007), “Bayesian Analysis of DSGE Models”, *Econometrics Review*, vol. 26(2), pp. 187-192.
- Bernanke, B., y M. Gertler (1989), “Agency Costs, Net Worth, and Business Fluctuations”, *American Economic Review*, vol. 79(1), pp. 14-31.

Gráfica A.1



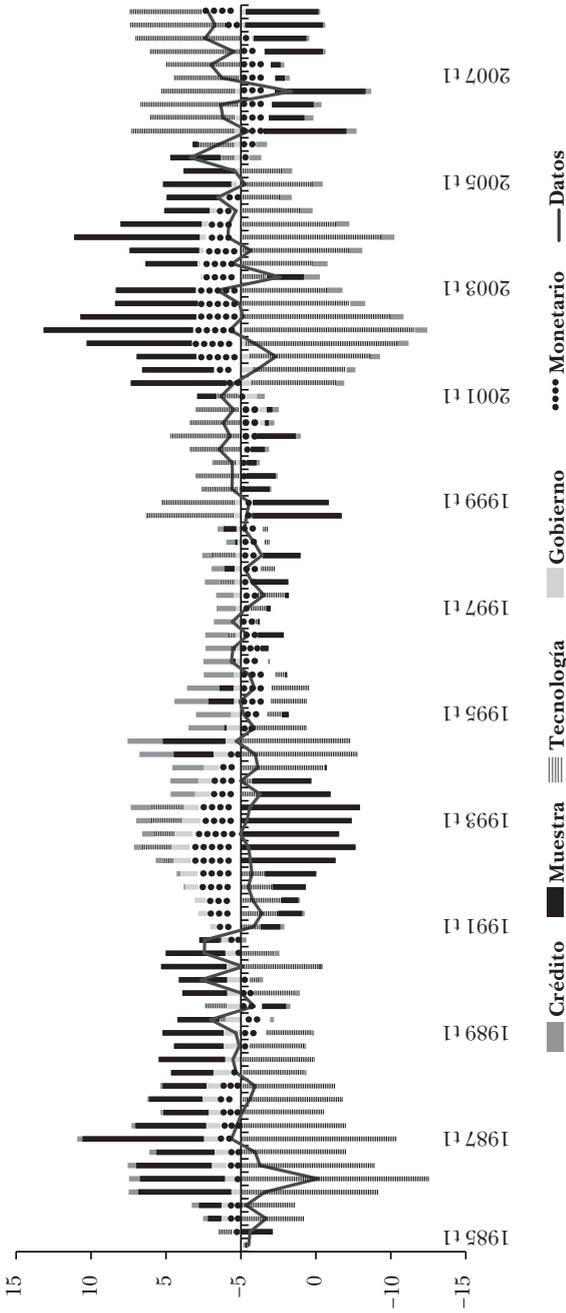
Gráfica A.2
CRECIMIENTO DE LA INVERSIÓN



Nota: esta gráfica presenta la descomposición del choque histórico del crecimiento de la inversión computada usando el modelo estimado. La línea negra describe el comportamiento de esta variable expresada en desviaciones en puntos porcentuales respecto de su estado regular. Cada una de las barras asociadas con cada trimestre presenta la contribución de cada choque al comportamiento observado. La suma de los cinco choques se incorpora a los datos.

Gráfica A.3

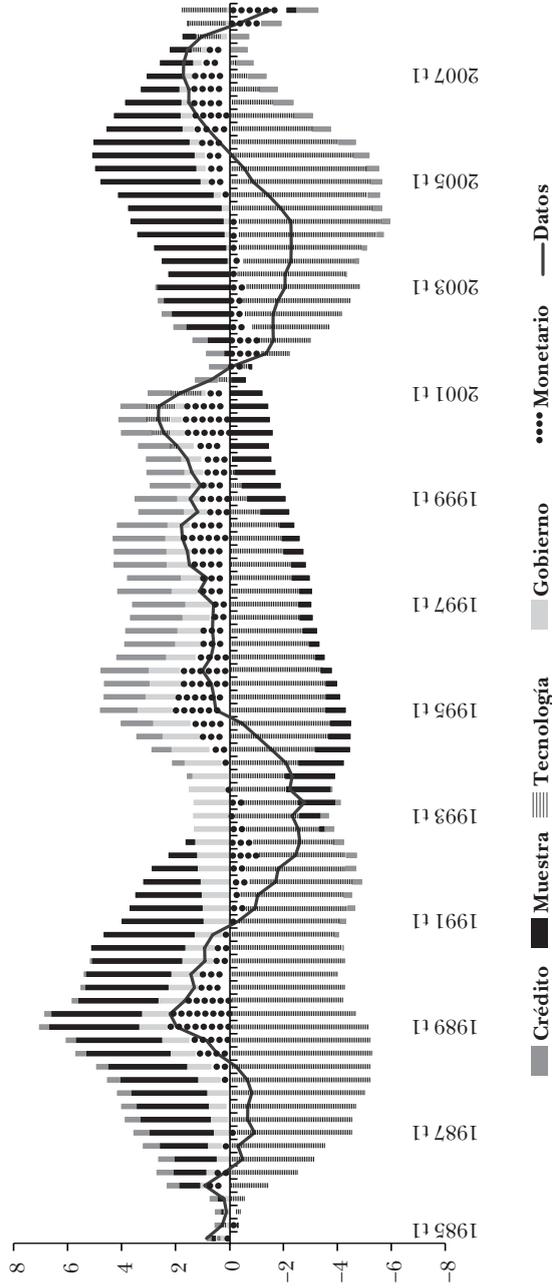
INFLACIÓN ESTACIONARIA DEL IPC



Nota: esta gráfica presenta la descomposición del choque histórico de la inflación estacionaria del ipc usando el modelo estimado. La línea negra describe el comportamiento de esta variable expresada en desviaciones en puntos porcentuales respecto de su estado regular. Cada una de las barras asociadas con cada trimestre presenta la contribución de cada choque al comportamiento observado. La suma de los cinco choques se incorpora a los datos.

Gráfica A.4

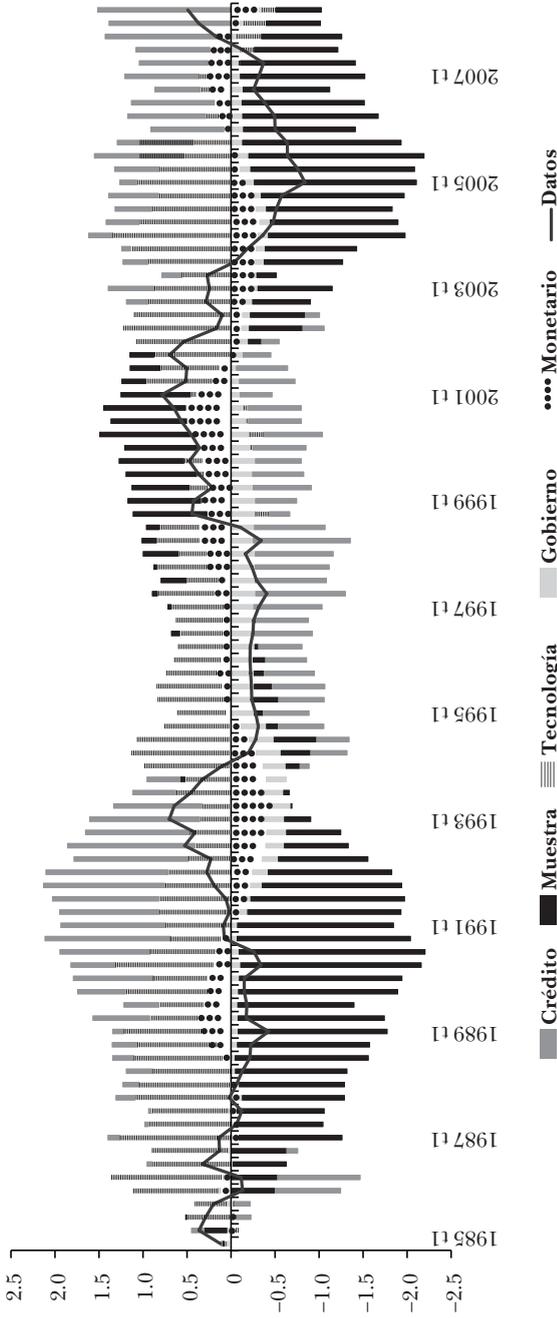
TASA ESTACIONARIA DE FONDOS FEDERALES



Nota: esta gráfica presenta la descomposición del choque histórico de la tasa estacionaria de fondos federales computada usando el modelo estimado. La línea negra describe el comportamiento de esta variable expresada en desviaciones en puntos porcentuales respecto de su estado regular. Cada una de las barras asociadas con cada trimestre presenta la contribución de cada choque al comportamiento observado. La suma de los cinco choques se incorpora a los datos.

Gráfica A.5

DIFERENCIAL ESTACIONARIO DE RIESGO DE CRÉDITO



Nota: esta gráfica presenta la descomposición del choque histórico del diferencial estacionario de riesgo de crédito usando el modelo estimado. La línea negra describe el comportamiento de esta variable expresada en desviaciones en puntos porcentuales respecto de su estado regular. Cada una de las barras asociadas con cada trimestre presenta la contribución de cada choque al comportamiento observado. La suma de los cinco choques se incorpora a los datos.

- Bernanke, B., M. Gertler y S. Gilchrist (1999), "The Financial Accelerator in a Quantitative Business Cycle Framework", en J. Taylor y M. Woodford (eds.), *The Handbook of Macroeconomics*, vol. 1C, North Holland, Amsterdam, pp. 1341-1393.
- Calvo, G. (1983), "Staggered Prices in a Utility Maximizing Framework", *Journal of Monetary Economics*, vol. 12, pp. 383-398.
- Canova, F. (2007), *Methods for Applied Macroeconomic Research*, Princeton University Press.
- Carlstrom, C., y T. Fuerst (1997), "Agency Costs, Net Worth, and Business Cycle Fluctuations: A Computable General Equilibrium Analysis", *American Economic Review*, vol. 87(5), pp. 893-910.
- Chari, V., P. Kehoe y E. McGrattan (2009), "New Keynesian Models: Not Yet Useful for Policy Analysis", *American Economic Journal: Macroeconomics*, vol. 1(1), pp. 242-266.
- Christensen, I., y A. Dib (2006), "Monetary Policy in an Estimated dsge Model with a Financial Accelerator", *Review of Economic Dynamics*, vol. 11, pp. 155-178.
- Christiano, L., M. Eichenbaum y C. Evans (2005), "Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy", *Journal of Political Economy*, vol. 113(1), pp. 1-45.
- Christiano, L., R. Motto y M. Rostagno (2007), *Financial Factors in Business Cycles*, manuscrito, Northwestern University.
- Dejong, D., y C. Dave (2007), *Structural Macroeconometrics*, Princeton University Press.
- Dennis, R. (2009), "Consumption-habits in a New Keynesian Business Cycle Model", *Journal of Money, Credit, and Banking*, vol. 41 (5), pp. 1015-1030.
- Elekdag, S., A. Justiniano, y I. Tchakarov (2006), "An Estimated Small Open Economy Model of the Financial Accelerator", *IMF Staff Papers*, vol. 53(2), pp. 219-241.
- Gertler, M., S. Gilchrist y F. Natalucci (2007), "External Constraints on Monetary Policy and the Financial Accelerator", *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 39 pp. 295-330.
- Gilchrist, S., A. Ortiz, y E. Zakrajšek (2009), "Credit Risk and the Macroeconomy: Evidence from an Estimated DSGE Model", manuscrito, Boston University.
- Gilchrist, S., y M. Saito (2006), *Expectations, Asset Prices, and Monetary Policy: The Role of Learning*, NBER Working Paper, núm. 12442.
- Gilchrist, S., V. Yankov y E. Zakrajsek (2008), "Credit Market Shocks and Economic Fluctuations: Evidence from Corporate Bond and Stock Markets", manuscrito, Boston University.
- Gilchrist, S., y E. Zakrajsek (2011), "Monetary Policy and Credit Supply Shocks", *IMF Economic Review*, vol. 59(2), pp. 195-232.

- Gilchrist, S., y E. Zakrajsek (2012), "Credit Spreads and Business Cycle Fluctuations", *American Economic Review*, vol. 102(4), pp. 1692-1720.
- Graeve, F. D. (2008), *The External Finance Premium and the Macroeconomy: US post-WWII Evidence*, FRB of Dallas Working Paper, núm. 0809.
- Kiyotaki, N., y J. Moore (1997), "Credit Cycles", *Journal of Political Economy*, vol. 105(2), pp. 211-248.
- McGrattan, E., y E. Prescott (2010), "Unmeasured Investment and the Puzzling US Boom in the 1990s", *American Economic Journal: Macroeconomics*, vol. 2(4), pp. 88-123.
- Queijo von Heideken, V. (2008), *How Important are Financial Frictions in the US and the Euro Area?*, Sveriges Risbank Working Paper, núm. 223.
- Smets, F., y R. Wouters (2007), "Shocks and Frictions in us Business Cycles: A Bayesian DSGE Approach", *American Economic Review*, vol. 97(3), pp. 586-606.
- Tovar, C. (2006), *Devaluations, Output and the Balance Sheet Effect: A Structural Econometric Analysis*, Bank for International Settlements Working Paper, núm. 215.
- Townsend, R. (1979), "Optimal Contracts and Competitive Markets with Costly State Verification", *Journal of Economic Theory*, vol. 21(2), pp. 265-293.

*Alwyn Jordan
Carisma Tucker*

Evaluación del efecto de la cartera vencida en el crecimiento económico en las Bahamas

Resumen

Este trabajo analiza la medida en que el producto económico y otras variables afectan la cartera vencida en las Bahamas mediante el uso de un modelo vectorial de corrección de error (VEC). También intenta determinar si existe una respuesta de retroalimentación de la cartera vencida en el crecimiento económico. Los datos utilizados en el estudio abarcan el periodo de septiembre de 2002 a marzo de 2012. Los hallazgos más importantes son que el crecimiento de la actividad económica tiende a derivar en una disminución de la cartera vencida y, además, hay un efecto de retroalimentación pequeño pero significativo de la cartera vencida en el producto.

Palabras clave: cartera vencida; procedimiento Chow-Lin; funciones de respuesta al impulso.

Clasificación JEL: G21

Economista sénior y asistente de investigación sénior, respectivamente, del Banco Central de Bahamas. Las opiniones expresadas en este trabajo corresponden a los autores y no necesariamente representan la posición del Banco Central de Bahamas. Correspondencia: <agjordan@centralbankbahamas.com>; <catucker@centralbankbahamas.com>.

Abstract

This paper examines the extent to which economic output and other variables affect non-performing loans in The Bahamas utilizing a vector error correction (VEC) model, it also seeks to determine if there is a feedback response from non-performing loans to economic growth. Data utilized in the study spanned the period September 2002 to March 2012. The main findings reveal that growth in economic activity tends to lead to a reduction in non-performing loans, and there is additionally a small but significant feedback effect from non-performing loans to output.

Keywords: nonperforming loans; Chow-Lin procedure; impulse-response functions.

JEL Classification: G21

1. INTRODUCCIÓN

Desde el comienzo de la recesión económica mundial a fines de 2007, los indicadores de solvencia de los bancos comerciales del Caribe se han deteriorado de manera significativa debido al aumento de las tasas de desempleo, a las adversas condiciones de negocios y, en cierta medida, al incremento significativo de crédito por parte de los consumidores para financiar sus gastos anteriores a la recesión.

Los desafíos que enfrentaron las Bahamas y el resto del Caribe no son de ninguna manera únicos; sin embargo, el aumento rápido de la cartera vencida (CV), que en algunos casos ha subido de alrededor de un 5% de los préstamos totales en 2008 a más de un 10% hacia fines de 2011, según las estimaciones del Fondo Monetario Internacional (FMI),¹ se encuentra entre algunos de los más altos del mundo. En tanto las Bahamas continúan recuperándose de la recesión, resulta prudente tratar de determinar el efecto potencial de los niveles altos de mora y de CV en el crecimiento económico en el transcurso del tiempo y si hay un efecto de retroalimentación, ya que una sólida evidencia de una relación negativa podría resultar en menores niveles de crecimiento a futuro y mayores vulnerabilidades a los choques externos. Esto puede tener implicaciones en la elaboración de políticas económicas y en las previsiones económicas. Sobre la base de estudios como el de Espinoza y Prasad (2010) y Klein (2013), suponemos que existe una relación negativa entre el PIB y la CV.

Este trabajo, por lo tanto, busca determinar no sólo la medida en la cual la actividad económica y otras variables afectan la CV en las Bahamas, sino también si existe alguna respuesta de retroalimentación de la CV en el crecimiento económico mediante el uso de un marco econométrico. Según el conocimiento de los autores, este es el primer estudio de este tipo realizado para las Bahamas.

¹ Ver *Regional Economic Outlook*, del FMI, “Western Hemisphere: Rebuilding Strength and Flexibility”, abril de 2012, p. 26.

El resto del trabajo está organizado de la siguiente manera: en la sección 2 se revisa la bibliografía relacionada con los factores que afectan o reciben la repercusión del aumento de la CV en el sector bancario. En la sección 3 se proporciona una revisión de las tendencias de la morosidad y la CV para las Bahamas desde 2002. En la sección 4 se presentan los modelos econométricos que se utilizaron en el estudio y se analizan los resultados, y en la sección 5 concluye el estudio.

2. REVISIÓN DE LA BIBLIOGRAFÍA

Durante el último decenio, se han escrito varios trabajos que han intentado determinar las causas de la CV, en especial las que se relacionan con factores específicos de los bancos. También ha habido estudios que tratan de determinar la relación entre la CV y otras variables macroeconómicas tales como el crecimiento económico y la medida en que la CV afecta el PIB real.

Amador, Gómez-González y Pabón (2013) estudiaron la relación entre el crecimiento anormal de los préstamos y el comportamiento de toma de riesgos de los bancos. Para ello contaron con información de los balances generales de bancos colombianos individuales entre junio de 1990 y marzo de 2011. Utilizaron datos de sesenta y cuatro instituciones financieras provistos por la Superintendencia Financiera de Colombia y examinaron la relación entre el crecimiento anormal de préstamos y la probabilidad de supervivencia de los bancos mediante el uso de información sobre las características de los bancos individuales durante la crisis financiera de fines de los años noventa. Además, examinaron el efecto del crecimiento anormal de préstamos en la salud financiera de los bancos (solventía, cartera vencida y rentabilidad) mediante datos de una serie cronológica de una muestra de las instituciones financieras colombianas entre 1990 y 2011.

Los resultados muestran que el crecimiento anormal de préstamos durante un periodo prolongado derivó en reducciones en los coeficientes de capital de los bancos y en incrementos en el coeficiente de cartera vencida en relación con el total de

préstamos. Los autores también demuestran que el crecimiento anormal persistente de préstamos fue una de las variables más significativas para explicar las diferencias observadas en el proceso de quiebra de los bancos durante la crisis financiera colombiana de fines de los años noventa.

En un estudio realizado en 2009, Khemraj y Pasha se propusieron analizar la capacidad de reacción de la CV ante factores macroeconómicos y específicos de los bancos en Guyana mediante un análisis de regresión. Utilizaron un modelo de panel de efectos fijos para precisar las causas de la CV en el sector bancario guyanés. También emplearon datos de seis bancos comerciales en Guyana durante el periodo 1994-2004 y estimaron el modelo con mínimos cuadrados combinados. Los factores macroeconómicos que se incluyeron en el modelo fueron: el crecimiento del PIB real, la inflación y el tipo de cambio efectivo real. Los factores específicos de los bancos que se utilizaron en este estudio fueron el tipo de interés real, el tamaño del banco, el crecimiento anual de préstamos y el coeficiente de préstamos en relación con los activos totales. Los resultados del análisis de la correlación muestran que la CV y el coeficiente de préstamos respecto a los activos tienen una relación directa, lo cual sugiere que los bancos que toman más riesgos tienden a tener mayor cantidad de CV. Los análisis de los autores también demuestran que el crecimiento del PIB y el de la CV tienen una relación inversa y que el tamaño del banco puede ser irrelevante en lo referido a atenuar el riesgo de crédito ya que los bancos grandes no tenían menos CV. No obstante, a diferencia de otros estudios, los resultados también indicaron una “relación inversa entre la inflación y el coeficiente de CV con respecto al total de préstamos”.

En un estudio similar, Espinoza y Prasad analizaron la medida en que los factores macroeconómicos afectaron la CV de varios bancos dentro de los países del Consejo de Cooperación del Golfo (CCG) y procuraron precisar las causas de la CV general en el sector bancario del CCG. Utilizaron un panel dinámico de datos extraídos de la base de datos Bankwise™ y emplearon modelos de vectores autorregresivos (VAR) con datos de panel

para determinar los factores que afectaron el crecimiento de la CV en el sistema bancario del CCG. Los autores analizaron factores específicos de los bancos² como así también factores macroeconómicos como el PIB real no petrolero.

Los estudios demostraron que el coeficiente de CV de los bancos se deterioró a medida que aumentó la tasa de interés y que se desaceleró el crecimiento económico no petrolero, y que el tamaño de los bancos desempeñó un papel importante ya que los bancos más grandes así como aquellos con menos gastos tuvieron menos CV. También hallaron que un periodo previo de crecimiento alto de créditos podría derivar en un aumento de la CV en el futuro. En cuanto a los efectos de retroalimentación, los autores observaron que existe un efecto de retroalimentación fuerte pero fugaz de la CV en el crecimiento económico.

Fofack (2005) también investigó la CV en el África subsahariana en los años noventa y se concentró en determinar si los aumentos de la CV eran las causas principales de quiebra de los bancos. En su trabajo, el autor utilizó una definición estándar de CV en los países de la Comunidad Financiera Africana (CFA)³ y en los que no pertenecen a la CFA por separado y comparó los dos conjuntos de resultados.⁴ Su investigación reveló que los costos financieros eran mayores en los países que no pertenecían a la CFA, ya que los costos de la CFA disminuyeron durante

² Los factores específicos de los bancos analizados fueron el coeficiente de capitalización, la relación gastos-activos, la relación costo-beneficio, el rendimiento del capital, el tamaño (de los bancos), el margen neto de los intereses rezagados y el crecimiento de créditos rezagado (deflactado por el IPC).

³ La región de la CFA comprende los países de la Unión Económica y Monetaria de África Occidental y los países de la Comunidad Económica y Monetaria de África Central. Sin embargo, las monedas son diferentes en ambas regiones.

⁴ El franco de la CFA tiene un régimen de tipo de cambio fijo, antes con convertibilidad a una paridad fija con el franco francés y ahora con el euro. Esta convertibilidad está garantizada por el Tesoro francés.

el periodo 1996-2002 luego de la devaluación del franco. También analizó los factores determinantes de la CV mediante un análisis de correlación y de causalidad con diferentes variables macroeconómicas como el PIB per cápita, la inflación, las tasas de interés, las variaciones en el tipo de cambio real, el diferencial de la tasa de interés y la oferta monetaria en sentido amplio (M2); como así también factores específicos de los bancos entre los que se incluyen el rendimiento sobre activos y sobre el capital, los márgenes netos de interés y el ingreso neto, y los préstamos interbancarios. Los resultados de este análisis demuestran que la apreciación del tipo de cambio real y la CV tienen una relación directa; no obstante, la relación no está definida con claridad para los países que no pertenecen a la CFA.

Posteriormente Fofack aplicó una prueba de Granger para determinar cuál variable, si acaso alguna de las usadas en su estudio, llevaba a aumentos en la CV. Usó una muestra de países regionales y halló que la inflación, las tasas de interés real, y el crecimiento del PIB per cápita causan CV según Granger en la mayoría de los países. Sin embargo, su estudio también encontró que en algunos países el nivel de inflación y las tasas de interés no eran determinantes significativos de la CV, y en aquellos países, la prueba de Granger reveló una causalidad dual entre el crecimiento del PIB y el aumento de la CV. El autor usó un modelo de regresión con pseudo panel para predecir el efecto potencial que podrían tener los cambios en las variables del sector bancario y los factores macroeconómicos en el sector de la banca.⁵ Los resultados del modelo muestran que el PIB per cápita, la tasa de interés real, la oferta monetaria en el sentido amplio (M2) y los cambios en el tipo de cambio efectivo

⁵ Las variables usadas fueron las siguientes: capital (porcentaje de activos totales), rendimiento de los activos, interés neto, ingreso neto (porcentaje de ingresos totales), préstamos interbancarios (porcentaje de activos), capital (porcentaje de activos líquidos), tasa de crecimiento del PIB real, M2 (porcentaje de M2), inflación, crédito interno ofrecido por los bancos (porcentaje del PIB), crédito interno al sector privado (porcentaje del PIB), tasa de interés real, variación del tipo de cambio real, y PIB per cápita.

fueron significativos para todo el panel de países, mientras que otras variables macroeconómicas y específicas de la banca fueron significativas para un subconjunto de países. En términos de estabilidad de la banca, se halló que el crecimiento de la CV fue una causa importante de bancarrotas en el sistema bancario debido a sus altos costos y a la falta de capital de los bancos para soportar los efectos de más CV.

El estudio de Dash y Kabras (2010) intenta determinar las causas de la CV en la India usando un análisis de regresión. Los factores macroeconómicos usados en el modelo fueron el crecimiento del PIB real, la inflación anual y el tipo de cambio real efectivo, así como las variables específicas del banco, entre ellas la tasa de interés real, el tamaño del banco, el crecimiento anual en préstamos y el coeficiente de préstamos con respecto a los activos totales. Usando un conjunto de datos de panel que consiste en información de seis bancos comerciales que operaron entre 1998-2008, los autores realizaron un análisis de correlación que demostró una fuerte relación negativa entre la CV y el crecimiento real del PIB, así como una fuerte relación positiva entre la CV y el coeficiente de préstamos respecto a activos. También demostró que son débiles la relación entre la CV y las tasas de interés real y la relación entre la CV y los préstamos totales.

Los resultados de su modelo de regresión de efecto fijo revelaron que los bancos que toman más riesgos son proclives a tener niveles más altos de CV, que el tamaño del banco no es importante como factor determinante de la CV, y que el crecimiento del PIB se relaciona negativamente con la CV. Sus estudios indicaron también una relación negativa entre el crecimiento del crédito y la CV, contrario a otra bibliografía, y sus análisis demostraron resultados mixtos entre la inflación y la CV. Además, el tipo de cambio real efectivo exhibió una fuerte relación positiva con la CV, y la morosidad de préstamos fue superior para los bancos, lo cual aumenta su tipo de interés real.

De Bock y Demyanets (2012) se enfocaron en examinar cómo el crecimiento del crédito y la calidad de los activos en

las economías de mercados emergentes (EME) están afectados por factores nacionales y externos. Los autores usaron variables que posiblemente podrían influir en los indicadores de calidad de los activos de los bancos, tales como el crecimiento del PIB, términos de intercambio, tipo de cambio, flujos de capital, precios de capital y tasas de interés. Usando una combinación de modelos VAR de panel dinámico y de panel estructural para 25 EME durante el periodo 1996-2010, los autores analizaron los efectos en la economía real cuando se deterioran los contratos de crédito o los balances generales de los bancos.

Los resultados de sus regresiones de panel dinámico demuestran que los flujos de cartera y bancarios, el crecimiento económico, los términos de intercambio y la apreciación del tipo de cambio son factores determinantes importantes de la calidad de préstamos; todos se relacionan negativamente con el coeficiente de CV agregada, mientras que se encontró que el crecimiento de crédito se relacionó positivamente con la tasa de CV, contrario a estudios previos. Los resultados de su panel estructural VAR muestran que las mermadas perspectivas de crecimiento, un tipo de cambio depreciado, términos más débiles de intercambio y una caída en los flujos de entrada de capital que generan deuda disminuirán potencialmente el crédito del sector privado y empeorarán los indicadores de calidad de los activos bancarios. Además, los autores hallaron también que un aumento de la CV lleva a una menor actividad económica y que el crédito se contrae cuando el tipo de cambio tiende a depreciarse.

Badar y Javid (2013) llevaron a cabo un estudio con el fin de examinar la relación de larga data entre las variables macroeconómicas y la CV, examinando el efecto de corto plazo de las fuerzas macroeconómicas sobre la CV, y facilitando que los reguladores monetarios y fiscales cubran las lagunas y tomen las decisiones correctas compartiendo los resultados empíricos del estudio. Los autores usaron cinco variables macroeconómicas en su estudio para examinar el efecto sobre la CV: inflación, tasa de interés, producto interno bruto, tipo de cambio y oferta monetaria. Llevaron a cabo un análisis de cointegración

bivariada y multivariada, así como una prueba de causalidad de Granger, antes de ejecutar un modelo de vectores de corrección del error (VEC). Sus resultados demostraron una relación de larga data entre las fuerzas macroeconómicas y la CV, y la prueba de cointegración multivariada de Johansen lo confirmó; del mismo modo, la cointegración bivariada confirma una relación de larga data entre la CV y la oferta monetaria y las tasas de interés. El modelo VEC halló dinámicas débiles de corto plazo entre la CV, la inflación y el tipo de cambio.

Del mismo modo, Klein se propuso evaluar los factores determinantes de la CV en las economías de Europa Central, del Este y del Sur (CESEE) analizando tanto los datos por banco como los indicadores macroeconómicos durante 1998-2011. El autor también buscó evaluar los efectos de retroalimentación del sector bancario a la economía real mediante el análisis del panel VAR para evaluar cómo el incremento reciente en la CV en la región CESEE posiblemente afecte la actividad económica en el periodo siguiente. El panel VAR incluía cinco variables: CV, crecimiento real del PIB, tasa de desempleo, cambio en la relación crédito/PIB e inflación.

Los resultados del autor confirmaron que el nivel de CV tiende a incrementarse cuando se eleva el desempleo, se deprecia el tipo de cambio y la inflación es alta. Los resultados sugieren también que el crecimiento más alto del PIB en la zona del euro resulta en CV más baja. Como se relaciona con los factores a nivel de bancos, el autor halló que la mayor calidad de gestión del banco, medida por la rentabilidad en el periodo previo, lleva a CV más bajas, mientras que los incentivos de riesgo moral, tales como capital bajo, tienden a empeorar la CV. Además, se encontró que la excesiva toma de riesgo (medida por la relación préstamos-activos y la tasa de crecimiento de los préstamos bancarios) contribuye a una CV más grande en los periodos posteriores.

Mientras se examinaban los efectos de retroalimentación entre el sistema bancario y la actividad económica, el autor encontró que la CV respondía a condiciones macroeconómicas, tales como el crecimiento del PIB, y que existen efectos de

retroalimentación entre el sistema bancario y la economía real. Para ser específicos, las estimaciones de Klein sugieren que un incremento en la CV tiene un efecto significativo en el crédito (como proporción del PIB), el crecimiento real del PIB, el desempleo y la inflación en los periodos siguientes.

3. ANALISIS DE MOROSIDAD

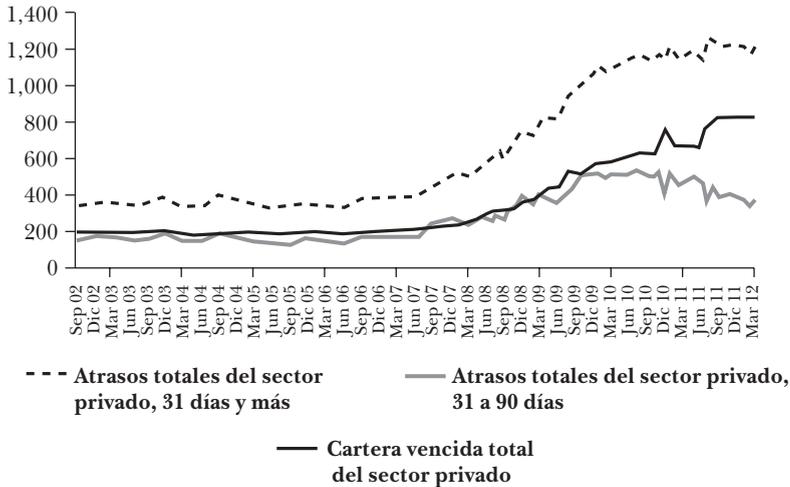
Para los fines de este estudio, utilizamos datos trimestrales de las Bahamas, que incluyen el periodo de septiembre de 2002, las primeras fechas para las cuales se dispone de series de calidad de activos trimestrales, hasta marzo de 2012.

Como muestra la gráfica 1, desde septiembre de 2002 a junio de 2007 la morosidad⁶ en la banca de las Bahamas permaneció relativamente estable en un rango de 330 millones a 370 millones de dólares, con cambios modestos debidos a factores estacionarios, especialmente a las tendencias en el sector turístico. Sin embargo, superó los 450 millones de dólares en junio de 2007, debido en parte al alza del crédito del sector privado, ocurrida en los tres años anteriores y que acompañó la mejora general en las condiciones económicas, así como la cancelación de las restricciones de crédito por parte del Banco Central en agosto de 2004. A modo de ejemplo, el crédito del sector privado creció en promedio un 12.8% entre 2005 y 2007, comparado con un incremento medio del 3.6% en el periodo anterior de tres años. Este incremento en el crédito estuvo alimentado por una mejora significativa en las condiciones para los negocios, ya que el producto creció en promedio un 2.5% en un periodo de tres años, debido a la expansión del sector de turismo y a proyectos como Atlantis Phase III. Además, mejoraron las condiciones de empleo, ya que la tasa de desempleo fue en promedio del 8.6% entre 2005 y 2007, frente a un 10.0% en los tres años anteriores, lo cual permitió que más clientes calificaran para distintos tipos de préstamos de las instituciones de préstamo.

⁶ Definida como préstamos con mora de más de 30 días.

Gráfica 1

ATRASOS TOTALES DEL SECTOR PRIVADO
(millones de dólares)



Fuente: Banco Central de Bahamas.

Entre junio de 2007 y diciembre de 2009, la morosidad aumentó de manera constante, como reflejo del rápido deterioro en las condiciones económicas y en el empleo, especialmente en los sectores de turismo y de inversión directa, consecuencia de la crisis financiera mundial y de la recesión posterior. El crecimiento del PIB real se desaceleró de un 2.5% en 2006 a un 1.4% en 2007, y cayó un 2.3% en 2008 y un 4.9% en 2009.⁷ Además, la tasa de desempleo casi se duplicó, de un 7.6% en 2006 a un 14.2% para 2009. Como resultado de esto, una cantidad significativa de prestatarios no pudieron cumplir con el pago de sus deudas, debido a que estaban desempleados o trabajaban menos horas, como ocurrió en el sector hotelero; en el caso de las empresas, hubo una importante contracción de sus ingresos, debido a una reducción en las actividades de negocio.⁸ Por

⁷ Con base en cálculos del Departamento de Estadísticas de las Bahamas a fines de abril de 2012.

⁸ Existe también evidencia anecdótica que sugiere que algunos de

lo tanto, entre 2007 y 2009, la morosidad se elevó en promedio un 40% por año, a pesar de los intentos de los bancos por emprender numerosos tipos de programas de modificación de préstamos.

Durante el periodo de 2010 a 2011, la tasa de crecimiento de mora se desaceleró considerablemente a un 5.3%, ya que las condiciones económicas parecieron estabilizarse, con un PIB real que se incrementó marginalmente en un 0.2% en 2010 y en un 1.1% en 2011; sin embargo, el producto siguió significativamente por debajo del nivel del periodo anterior a la recesión.⁹

Un desglose de la morosidad por la antigüedad promedio reveló incrementos importantes tanto en la de corto plazo (de 31 a 90 días de mora) como en el segmento de CV (91 días o más). Las tendencias en la categoría de corto plazo siguieron los cambios en la morosidad total durante el periodo 2002 a 2009; sin embargo, desde diciembre de 2009, la morosidad a corto plazo ha tendido a la baja, ya que la CV ha impulsado el incremento en la morosidad durante un periodo de dos años.

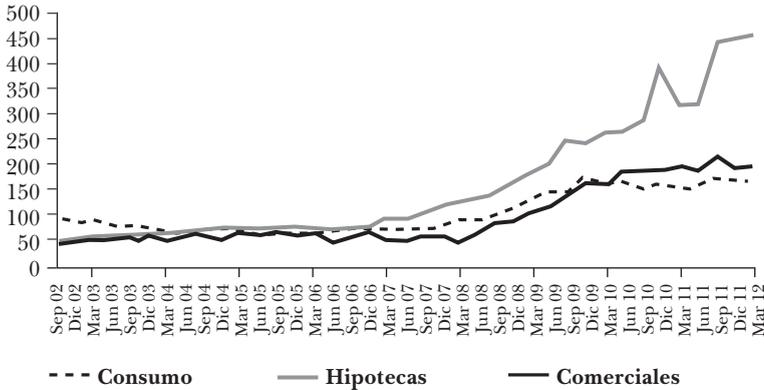
Un desglose de los componentes de la CV (gráfica 2) muestra que gran parte del incremento en esta categoría se debió al crecimiento en el segmento de hipotecas, el cual ha respondido por el grueso de la CV desde marzo de 2005. Ciertamente, entre 2007 y 2009 las hipotecas representaron una media del 44.3% de la CV total del sector privado y se elevó a un promedio del 39.8% por año. Del mismo modo, el componente del consumidor, el cual representó un 31.1% de la CV durante el periodo, se elevó en promedio a un 34.3% cada año, mientras que la CV comercial, un 24.6% del total, se elevó rápidamente a 48.6% anual durante un periodo de tres años.

los consumidores fueron afectados adversamente ya que habían obtenido otras formas de crédito además de las líneas ofrecidas por los bancos comerciales; sin embargo, no se dispone de información detallada sobre préstamos y moras no bancarias.

⁹ El cuadro 1 (apéndice A) proporciona detalles sobre algunas indicaciones clave de la calidad de crédito en el sistema bancario de 2002 a 2011.

Gráfica 2

PRÉSTAMOS EN MORA DEL SECTOR PRIVADO POR CATEGORÍA
(millones de dólares)



Fuente: Banco Central de Bahamas.

A pesar de los signos de estabilización de la economía, la CV de hipotecas ha continuado incrementándose a una tasa relativamente moderada, con un alza del 62.6% en 2010 y del 14.8% en 2011, o a un promedio del 38.7% anual. La CV comercial, la cual superó el segmento de consumidores para convertirse en la segunda categoría más grande en junio de 2010, registró una desaceleración en la tasa de crecimiento del 11.3% durante un periodo de dos años, mientras que el segmento de consumidores cayó en promedio un 1.9%. Durante el periodo de revisión, la CV hipotecaria representó casi la mitad (49.5%) del total, seguida por los segmentos comercial y de consumidores con participaciones del 27.3% y del 23.2%, respectivamente.

4. ANÁLISIS ECONOMÉTRICO

4.1 Datos

A fin de investigar el efecto que tiene el crecimiento económico sobre la cartera vencida en las Bahamas, deben primero definirse los factores que influyen en los préstamos en mora. En este paso inicial, usamos distintas variables macroeconómicas

en el modelo, las cuales sirvieron como indicadores de la actividad económica y de las tasas de interés en el país. Las variables incluidas fueron las siguientes:¹⁰ el PIB real en las Bahamas (*PIB_real*); el PIB real de Estados Unidos (*PIB_real_US*); llegadas aéreas (*llegadas_aéreas*), las cuales sirvieron como un variable sustituta para el producto del sector de turismo;¹¹ inversión extranjera directa (IED); promedio ponderado de la tasa de préstamos (*PPTP_BAH*); e inflación (*INF_BAH*). Además, usamos el crédito al sector privado (*crédito_P*) para representar la demanda del consumidor (en el cuadro A.2, apéndice A, se muestran todas las variables y el signo esperado de sus coeficientes). La variable dependiente usada en el análisis de regresión fue la CV total del sector privado (*CV_P*).¹² Los datos trimestrales se obtuvieron a partir de distintas fuentes, entre ellas: *Quarterly Statistical Digest* del Banco Central de Bahamas y bases de datos no publicadas, mientras que la información para PIB real de Estados Unidos fue obtenida de la Oficina de Análisis Económico.¹³ El marco de tiempo se limitó de 2002t3 a 2011t4, porque los datos de los indicadores de calidad de crédito de los bancos comerciales sólo estaban compilados en una base agregada compatible a partir de 2002. El cuadro A.3 (apéndice A) ofrece estadísticas descriptivas para las variables usadas en el modelo.

4.2 Resultados: PIB real

La serie del PIB real (*PIB_real*) para las Bahamas planteó un desafío significativo, ya que este indicador sólo se compila de manera anual. Sin embargo, para los fines del modelo, se necesitaba

¹⁰ Con base en los trabajos de Khemraj, Pasha y Espinoza, Prasad, y Fofack.

¹¹ Ya que la mayoría de los turistas de parada temporal de alto valor agregado son visitantes por vía aérea, parecía prudente usar este indicador como un sustituto del producto de turismo.

¹² Todas las variables están en términos nominales, con la excepción de las variables del PIB real.

¹³ Ver sitio: <www.bea.gov>.

obtener series del PIB real trimestral para emplear las técnicas econométricas requeridas, ya que los datos anuales hubieran disminuido significativamente la validez de cualquier prueba estadística realizada, debido al bajo número de grados de libertad¹⁴ y hubieran limitado la capacidad para crear modelos VAR. A fin de desagregar la serie *PIB_real* anual necesitaban determinarse inicialmente las variables que eran importantes para afectar el *PIB_real* a lo largo del tiempo y para las cuales se disponía de datos trimestrales. En el contexto de las Bahamas, donde el turismo y la inversión extranjera directa son dos de los principales impulsores de la actividad económica, se usaron las variables *llegadas aéreas* (*llegadas_aéreas*) e inversión extranjera directa (*IED_BAH*) en el modelo. El crédito al sector privado (*crédito_P_BAH*) también se incluyó en el modelo, dada su estrecha correlación con el consumo.¹⁵ La variable final seleccionada fue el PIB real de Estados Unidos (*PIB_real_US*), debido al hecho de que el país es históricamente el mayor socio comercial de las Bahamas, representando la mayoría de los arribos de visitantes, de las importaciones y de inversión extranjera directa. La regresión se realizó usando la técnica de mínimos cuadrados ordinarios (MCO) y los resultados para el mejor modelo, basado en las estadísticas proporcionadas, se muestran en la ecuación 1.

$$\begin{aligned}
 \text{1} \quad \text{PIB_real_} &= 0.681014 \underset{(8.930073)}{\text{PIB_real_US}} + 0.001131 \underset{(2.694389)}{\text{llegadas_aéreas}} - \\
 &\quad - 0.771236 \underset{(-3.262680)}{\text{IED_BAH}} \\
 R^2 &= 0.943641 \quad \bar{R}^2 = 0.928271 \quad DW = 1.703817
 \end{aligned}$$

Nota: los valores estadísticos *t* están entre paréntesis. Todos son significativos a un valor del 5 por ciento.

Todas las variables tenían signos a priori, excepto *IED_BAH*. El análisis más detallado del valor negativo para el coeficiente

¹⁴ Esto es, en un modelo con *n* observaciones y variables *k*, existen *n-k* grados de libertad.

¹⁵ Con base en el enfoque de gastos, el consumo privado representó el 61% del producto en 2011.

IED_BAH condujo a la teoría de que debido a la alta correlación entre IED e importaciones (casi del 90%) un incremento de la IED retardaría inicialmente el crecimiento debido a su efecto positivo sobre las importaciones y por lo tanto su efecto negativo sobre el PIB.¹⁶ Como muestran los valores R^2 y \bar{R}^2 , el modelo se adapta al PIB real durante el periodo 1997 a 2011,¹⁷ representando el 94.3% y el 92.8%, respectivamente, del movimiento en las series de *PIB_real*.

El siguiente paso involucraba la desagregación de la serie *PIB_real* anual en datos trimestrales, utilizando el procedimiento de Chow y Lin (1971). Esta técnica se eligió con base en el trabajo realizado por Abeysinghe y Lee (1998), quienes señalaron que las series desagregadas del PIB con base en el procedimiento de Chow y Lin (C-L) produjo estimaciones superiores cuando se comparan con las series, las cuales se generaron exclusivamente a partir de técnicas univariadas.

Según Abeysinghe y Rajaguru (2004), la metodología usada surge del procedimiento desarrollado por Chow y Lin (1971). La idea básica es encontrar una serie trimestral relacionada con el PIB y determinar una ecuación predictiva ejecutando una regresión del PIB anual sobre los valores anuales de las series relacionadas. Las cifras trimestrales de las series relacionadas se utilizaron después para predecir las cifras trimestrales del PIB.¹⁸

Se empleó el paquete de software econométrico RATS® para generar los resultados con base en el procedimiento de C-L.¹⁹

¹⁶ Se encontró que los resultados son insensibles a los valores reza-
gados de IED.

¹⁷ La serie de PIB real para 1997 a 2011 se obtuvo del Departamento
de Estadísticas y se basa en cálculos más recientes, los cuales fueron
recalculados en 2010.

¹⁸ Ver apéndice B para una derivación de la metodología de Chow-
Lin.

¹⁹ RATS usa dos procedimientos para desagregar las series en una fre-
cuencia superior; los procedimientos de CHOW-LIN y DESAGREGADO;
sin embargo, dados los parámetros especificados en el modelo,
ambas técnicas produjeron resultados muy similares.

Para los fines de este ejercicio, usamos marcos específicos, basados entre otras cosas en el supuesto en que hay una relación lineal entre las variables y que las series trimestrales del PIB real suman los valores anuales. Siguiendo el trabajo de Frain (2004), usamos un valor p que fue lo suficientemente grande como para garantizar que la estimación convergiera, en este caso al 0.95%. Como el proceso desagregó los datos para garantizar que el PIB sumara la serie del PIB anual, y los factores estacionarios tales como los cambios en el producto del sector de turismo también afectaron las estimaciones, los cambios trimestrales en el PIB real se estimaron con base en la fórmula mostrada en la ecuación 2:

$$2 \quad \Delta PIB_real_{qt} = \frac{PIB_real_{qt} - PIB_real_{qt-4}}{PIB_real_{qt-4}} \times 100$$

Según las estimaciones trimestrales,²⁰ la economía de las Bahamas ha experimentado tres recesiones desde 1997;²¹ la última comenzó en el tercer trimestre de 2008 y finalizó en el tercer trimestre de 2009. De acuerdo con las estimaciones, esta fue también la recesión más larga y grave.

4.3 Resultados: cartera vencida

4.3.1 Resultados a largo plazo

A fin de explorar el efecto de las variables explicativas de la cartera vencida, se ha empleado una metodología VAR. En el paso inicial, probamos variables para el orden de integración, fueran o no estacionarias, usando la prueba de Philips Perron (PP). Como se esperaba, todas las variables de tasa de interés fueron integradas de orden cero $I(0)$, así como *INF_BAH*, *llegadas_aéreas_BAH* e *IED_BAH*, mientras las otras variables fueron $I(1)$. Debido a la cantidad limitada de observaciones y a la gran cantidad de regresores, se estimó primero un modelo

²⁰ Ver apéndice A, cuadro A.3.

²¹ Definida como dos trimestres consecutivos de contracción económica.

con mínimos cuadrados ordinarios (MCO) y las variables explicativas significativas en el modelo se determinaron por el método de lo general a lo particular. Las variables que no son significativas en la regresión se desecharon como se señaló con sus valores p al 5% de significancia. La ecuación 3 muestra resultados para el modelo óptimo estimado.

$$\begin{aligned}
 P_CV = & 2,060 + 0.162349 \text{crédito_} P_BAH - \\
 & \quad (4.217336) \quad (89.46589) \\
 & - 1.358177 \text{PIB_} real \\
 & \quad (-5.239256) \\
 R^2 = & 0.748462 \quad \bar{R}^2 = 0.733666 \quad DW = 0.520262 .
 \end{aligned}$$

Las variables que demostraron ser significativas en el modelo fueron *crédito_P_BAH*, y *PIB_real*.²² Las variables se ubicaron luego en un marco VAR y se realizaron pruebas de cointegración.²³ Como todas las variables en la ecuación 3 fueron $I(1)$, la cantidad máxima de vectores de cointegración puede ser $k-1$ donde k es la cantidad de variables en el modelo. Entonces, realizamos una prueba de cointegración de Johansen para determinar la cantidad de vectores de cointegración, la longitud del rezago óptimo y el tipo de ecuación de cointegración, como lo determinan los criterios de Schwarz. El cuadro A.4 presenta los resultados de las pruebas de cointegración (apéndice A). Se llevaron a cabo pruebas secuenciales usando distintas parejas de rezago y se usó la prueba que produjo el menor valor del criterio de información de Schwarz (SIC)²⁴ para seleccionar la especificación del modelo, así como la cantidad de las ecuaciones de cointegración. Con base en los resultados de la prueba, se estimó un modelo VEC con una ecuación de cointegración,

²² Los resultados de la medida estadística de Durbin-Watson demuestran que existe una correlación serial de primer orden en el modelo; sin embargo, esto se eliminó cuando se incluyeron dos rezagos de la variable dependiente en el modelo.

²³ Ver Verbeek (2000) para una descripción detallada de la metodología VEC.

²⁴ Debido a la escasez de datos, se hicieron pruebas de sólo seis parejas de rezago.

parejas de rezagos 1 a 2, y un intercepto de especificación del modelo, y no se estimó la tendencia. La ecuación 4 mostró los resultados para el modelo a largo plazo. Como se esperaba, tanto las variables *PIB_real* como *crédito_P_BAH* tenían el signo correcto. El coeficiente de *PIB_real* sugiere un efecto mayor de *CV_P* a partir de un incremento que para *crédito_P_BAH* y ambos coeficientes son significativos a un nivel del 5 por ciento.

$$4 \quad P_{CV_{(-1)}} = 7,240.770 - 4.798655 PIB_{real_{(-1)}} + \\ + 0.477958 crédito_P_BAH_{(-1)}$$

(5.64314) (-5.239256)
(10.1763)

4.3.2 Resultados de corto plazo

El cuadro A.5 (apéndice A) muestra que el modelo a corto plazo que se normaliza en la variable *CV_P* tenía un término de corrección de error válido (esto es, negativo y significativo), lo cual demuestra que es válida la relación de cointegración entre las variables. Entonces, realizamos la prueba de causalidad de Granger/exogeneidad en bloque para determinar si las variables endógenas seleccionadas debería ser tratadas como exógenas, y los resultados indicaron que todas las variables deberían ser tratadas como endógenas.²⁵

A fin de explorar la dinámica de corto plazo del sistema, para cada una de las variables en el sistema²⁶ generamos algunas funciones generalizadas de respuesta al impulso. Estas funciones miden el perfil del tiempo de los efectos de las perturbaciones en un punto determinado del tiempo sobre los valores futuros (esperados) de las variables en un sistema dinámico y son insensibles al ordenamiento de las variables en el sistema.

Con base en los resultados para las respuestas acumuladas durante un periodo de tres años (12 trimestres) (gráfica A.2, apéndice C), una innovación o choque positivo del *PIB_real* equivale a una desviación estándar, *ceteris paribus*, resultó en una reducción persistente en la variable *CV_P*. Mientras tanto,

²⁵ Ver cuadro 6 (apéndice A).

²⁶ Ver Pesaran y Shin (1998).

un choque de relativa magnitud similar a CV_P tiene un efecto casi idéntico sobre el PIB_{real} . Este resultado no es sorprendente para las Bahamas, dado que durante el periodo estimado, el crecimiento del PIB estuvo acompañado de niveles más altos de empleo y posiblemente de salarios más elevados, ya que una porción significativa de la población recibió incrementos salariales cuando se alcanzaron nuevos acuerdos con los gremios. Por lo tanto, esto brindó mayores posibilidades para que los particulares obtuvieran y pagaran nuevos préstamos, gracias a distintos criterios que incluían su nivel de compensación. Además cabe señalar que una innovación de una desviación estándar positiva a $crédito_P_{BAH}$ dio como resultado un incremento en CV_P con el tiempo; sin embargo, un choque positivo a CV_P da como resultado una baja en $crédito_P_{BAH}$ con el tiempo.

El análisis parece sugerir que hay una relación de retroalimentación entre el PIB_{real} y CV_P , o que el crecimiento del producto tiende a reducir con el tiempo la CV, y que los aumentos en la CV parecen también ejercer un efecto retardado en el PIB real, con efectos inicialmente pequeños pero que con el paso del tiempo se incrementan rápidamente. Un choque positivo de una desviación estándar al producto trimestral reduce la CV en 16 millones de dólares en el primer trimestre; sin embargo, el efecto acumulado es de aproximadamente 76.5 millones de dólares para fines del primer año y llega a más de 400 millones de dólares para fines del tercer año, a aproximadamente el 40% de la CV hacia fines de diciembre de 2011. Del mismo modo, una innovación de una desviación estándar a la CV reduce el PIB real en sólo 24.9 millones de dólares en el primer trimestre, y esto rápidamente se incrementa a 93.2 millones de dólares para fines del primer año y para fines del tercero, el valor de respuestas acumuladas es de 343.5 millones de dólares, equivalentes a un 5% del PIB total de 2011. Además, una innovación de una desviación estándar positiva al sector privado parece tener un efecto positivo más débil sobre la CV, resultando en un incremento en la CV de 5.2 millones de dólares para fines del primer trimestre y esta cifra se eleva a 33.7

millones de dólares hacia fines del 12º trimestre. En contraste, un incremento de una desviación estándar en la CV parece tener un efecto negativo en el crédito del sector privado, con la excepción del primer periodo, cuando el crédito se eleva en 11.1 millones, pero luego cae un total de 94 millones después del año uno y con una respuesta acumulada de 866.3 millones de dólares en el tercer año.

Los resultados parecen ser relativamente robustos, ya que el reemplazo de CV_P por el coeficiente de la CV respecto del total de préstamos al sector privado (CV_P_RATIO) como variable dependiente, produjo un perfil de respuesta al impulso acumulado.²⁷ Además, con la excepción de la relación positiva entre los choques al crédito del sector privado y la CV, los resultados para el modelo CV_P son, en términos generales, congruentes con los observados por otros autores como Nkasu (2011), y Espinoza y Prasad. Cabe señalar para el anterior que un choque adverso en el crecimiento del PIB para un panel de 26 países avanzados causa un incremento en la tasa de CV respecto al total de préstamos, mientras que un incremento en la CV tiende a desacelerar el crecimiento del PIB. Además, Nkasu halló una relación negativa entre la CV y el crédito del sector privado, definido como el coeficiente del crédito del sector privado con respecto al PIB. Del mismo modo, como se consigna en la sección 2, Espinoza y Prasad señalaron que el crecimiento del PIB no petrolero reducía la tasa de CV respecto a los préstamos totales en un modelo de seis países del GCC, mientras que un incremento en el coeficiente de CV tendía a reducir el crecimiento del PIB. Además, los autores hallaron que el mayor grado de CV tendía a reducir el crecimiento del crédito y viceversa.

5. CONCLUSIÓN E IMPLICACIONES DE POLÍTICA

Durante la investigación se analizaron las tendencias señaladas en la morosidad y la cartera vencida de los bancos comerciales

²⁷ Ver gráfica 5 (apéndice C).

durante un periodo de diez años con base en datos trimestrales. Luego, se realizó un análisis del efecto de indicadores económicos clave en los préstamos en riesgo de incobrabilidad en el sistema bancario para determinar si hubo un efecto de retroalimentación en el crecimiento económico a partir de un aumento de la CV.

Las pruebas revelan que basados en los resultados de la regresión, acordes con hallazgos similares de otros autores, el crecimiento en la actividad económica tiende a llevar a una reducción de la CV tanto a corto como a largo plazos; sin embargo, también hubo un efecto de retroalimentación entre la CV y el PIB real.

Desde la perspectiva de la política, los resultados implican que los responsables de políticas económicas deberían aplicar medidas de política anticíclicas, con el fin de reducir el potencial de una acumulación significativa de CV durante periodos de recesión económica, ya que esto podría desacelerar el ritmo de recuperación a futuro. Además, el análisis sugiere que las autoridades podrían buscar modos de limitar el crecimiento del crédito en el largo plazo, si bien los efectos directos en la CV por una expansión en esta variable son más débiles que los obtenidos de perturbaciones en el producto tanto en el largo plazo como en el corto. Finalmente, el estudio indica que el crecimiento económico podría reducir con el tiempo la CV y esto posiblemente refleje el efecto del crecimiento en el empleo y las condiciones para los negocios, y por lo tanto la capacidad de los prestatarios para pagar sus préstamos.

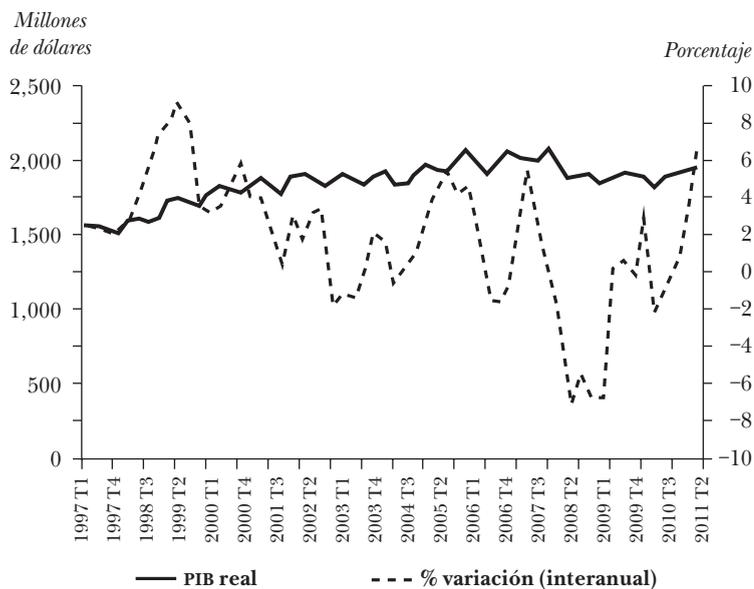
Sin embargo, vale la pena destacar que los resultados son preliminares y que las series trimestrales de PIB sólo sirven como variable sustituta del PIB obtenido usando métodos de recolección de datos más fiables. Finalmente, el alcance de las series de datos es apenas de 10 años y sólo incluye tres periodos de recesión, según los resultados de la desagregación de C-L. Sería de utilidad contar con una serie de tiempo más larga para fortalecer los resultados o descubrir otras relaciones importantes.

Apéndices

Apéndice A

Gráfica A.1

RESULTADOS DESAGREGADOS DEL PIB REAL PARA EL MODELO CHOW-LIN



Fuente: cálculos de los autores.

Cuadro A.1

INDICADORES CLAVE DE CRÉDITO DEL SISTEMA BANCARIO DE BAHAMAS, 2002-2011

	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011
Créditos totales en mora del sector privado (en millones de dólares)	356.9	386.7	373.3	370.2	394.2	529.9	765.8	1,090.1	1,139.1	1,208.1
Como porcentaje del total de los préstamos del sector privado	9.9	10.4	9.4	8.3	7.7	9.4	12.7	17.8	18.6	19.3
Préstamos totales en mora del sector privado (31-90 días) (millones de dólares)	168.5	189.3	176.5	168.6	178.1	278.2	398.0	513.7	393.2	392.0
Como porcentaje del total de los préstamos del sector privado	4.7	5.1	4.4	3.8	3.5	5.0	6.6	8.4	6.4	6.3
Total de cartera vencida del sector privado (millones de dólares)	188.4	197.4	196.8	201.6	216.0	251.8	367.8	576.4	745.9	816.1
Como porcentaje del total de los préstamos del sector privado	5.2	5.3	5.0	4.5	4.2	4.5	6.1	9.4	12.2	13.0
Reservas totales por incobrabilidad de cartera (millones de dólares)	68.6	78.8	87.8	89.5	118.2	120.7	169.1	213.6	272.7	299.6
Como porcentaje del total de préstamos del sector privado	1.9	2.1	2.2	2.0	2.3	2.2	2.8	3.5	4.4	4.8
Préstamos para consolidación de deuda (millones de dólares)	350.9	343.7	346.8	413.2	459.8	496.3	594.6	648.0	714.6	828.6
Porcentaje de variación	-2.1	0.9	19.1	11.3	7.9	19.8	9.0	10.3	16.0	16.0
Total de préstamos del sector privado (millones de dólares)	3,597.0	3,723.1	3,969.6	4,466.3	5,140.8	5,610.6	6,012.6	6,109.9	6,132.6	6,266.7

Fuente: Banco Central de Bahamas.

Cuadro A.2

NOMBRES DE LAS VARIABLES Y SIGNOS ESPERADOS

Variable endógenas: cartera vencida del sector privado (*CV_P*)

<i>Variables exógenas</i>	<i>Regresores</i>	<i>Signo esperado</i>	<i>Orden de integración (prueba de Phillips- Perron)¹</i>
Tasa de interés ponderada para préstamos y sobregiros	<i>TIPP_BAH</i>	+	I(0)
Promedio de valor del préstamo/costo promedio (comercial)	<i>COM_RATIO_P_A_C</i>	+/-	I(0)
Promedio del valor del préstamo/costo (residencial)	<i>RES_RATIO_P_A_C</i>	+/-	I(0)
Crédito para el sector privado	<i>crédito_P_BAH</i>	+	I(1)
Inflación	<i>INF_BAH</i>	+	I(0)
Llegadas aéreas	<i>llegadas_aéreas</i>	-	I(0)
Inversión extranjera directa	<i>IED_BAH</i>	-	I(1)
PIB real de Estados Unidos	<i>PIB_real_US</i>	-	I(1)
PIB real de Bahamas	<i>PIB_real</i>	-	I(1)
Cartera vencida del sector privado	<i>CV_P</i>	N/A	I(1)

Fuente: Banco Central de Bahamas.

¹ Al 5% de significancia.

Cuadro A.3

MEDIDAS ESTADÍSTICAS DESCRIPTIVAS DE LAS VARIABLES

Variable	Media	Mediana	Máximo	Mínimo	Desviación estándar	Asimetría	Curvosis
TIPP_BAH (%)	10.92	10.84	12.17	9.79	0.62	0.16	2.50
COM_RATIO_P_A_C (%)	69.01	69.10	77.30	55.70	5.40	-0.75	3.05
RES_RATIO_P_A_C (%)	77.78	78.90	84.40	70.60	3.71	-0.30	1.00
<i>Crédito_P_BAH (millones de dólares)</i>	5,407.29	5,668.70	6,599.50	3,940.00	1,063.62	-0.19	1.32
<i>INF_BAH (%)</i>	0.59	0.47	3.13	-0.95	0.67	1.44	7.19
<i>Llegadas_aéreas</i>	349,572.80	340,832.50	449,996.00	273,943.00	49,789.55	0.19	1.92
<i>IED_BAH (millones de dólares)</i>	187.42	172.41	397.40	36.07	102.74	0.68	2.65
<i>PIB_real_US (miles de millones de dólares)</i>	12,648.89	12,813.50	13,337.80	11,467.10	590.34	-0.70	2.21
<i>PIB_real (millones de dólares)</i>	1,922.22	1,915.57	2,067.22	1,815.65	68.95	0.49	2.45

Fuente: Banco Central de Bahamas.

Cuadro A.4

PRUEBA DEL RANGO DE COINTEGRACIÓN DE SCHWARZ

<i>Cantidad de rezagos, intervalos</i>	<i>Cantidad de ecuaciones de cointegración</i>	<i>Sin intercepto, sin tendencia</i>		<i>Intercepto, sin tendencia</i>		<i>Intercepto lineal, sin tendencia</i>		<i>Intercepto lineal, tendencia</i>		<i>Cuadrática, intercepto, tendencia</i>	
		<i>sin tendencia</i>	<i>sin tendencia</i>	<i>tendencia</i>	<i>tendencia</i>	<i>sin tendencia</i>	<i>sin tendencia</i>	<i>tendencia</i>	<i>tendencia</i>	<i>tendencia</i>	<i>tendencia</i>
	0	32.67330	32.67330	32.67330	32.67330	32.45570	32.45570	32.45570	32.45570	32.17106	32.17106
	1	32.26853	32.26853	32.19732	32.19732	32.12249	32.12249	32.06932	32.06932	31.78807 ^a	31.78807 ^a
1 a 1	2	32.69038	32.69038	32.31988	32.31988	32.26563	32.26563	32.27329	32.27329	31.93986	31.93986
	3	33.29672	33.29672	32.85512	32.85512	32.85512	32.85512	32.54098	32.54098	32.54098	32.54098
	0	32.01370	32.01370	32.01370	32.01370	31.99809	31.99809	31.99809	31.99809	31.75863	31.75863
	1	31.82763	31.82763	31.71572 ^a	31.71572 ^a	31.73903	31.73903	31.84267	31.84267	31.71612	31.71612
1 a 2	2	32.18269	32.18269	31.93131	31.93131	31.88795	31.88795	31.95441	31.95441	31.89436	31.89436
	3	32.65790	32.65790	32.48472	32.48472	32.48472	32.48472	32.32156	32.32156	32.32156	32.32156
	0	31.96516	31.96516	31.96516	31.96516	31.98598	31.98598	31.98598	31.98598	31.94709 ^a	31.94709 ^a
	1	32.08142	32.08142	32.18724	32.18724	32.11592	32.11592	32.11914	32.11914	32.13494	32.13494
1 a 3	2	32.40040	32.40040	32.59854	32.59854	32.45441	32.45441	32.56007	32.56007	32.47482	32.47482
	3	32.96258	32.96258	33.06745	33.06745	33.06745	33.06745	33.00594	33.00594	33.00594	33.00594

	0	32.76148	32.76148	32.80383	32.80383	32.80887
I a 4	1	32.79105	32.73431	32.72803 ^a	32.83612	32.86541
	2	33.23501	33.11234	33.01944	33.06642	33.11310
	3	33.83446	33.66579	33.66579	33.49220	33.49220
	0	33.52564	33.52564	33.44681	33.44681	33.48619
I a 5	1	33.59402	33.38666	33.20254	33.04321	32.97311 ^a
	2	33.82684	33.56583	33.33057	33.24954	33.08182
	3	34.44927	33.91078	33.91078	33.57197	33.57197
	0	34.32558	34.32558	34.31555	34.31555	33.87578
I a 6	1	34.03797	33.92025	33.79722	33.51885	32.98641
	2	34.33061	33.75843	33.54010	33.37479	32.98483 ^a
	3	34.90628	34.17243	34.17243	33.56974	33.56974

^a Indica los intervalos rezagados, cantidad de vectores cointegrados y especificaciones del modelo basadas en el valor mínimo del criterio de información de Schwarz.

Cuadro A.5

MODELOS DE VECTORES DE CORRECCIÓN DEL ERROR			
	$\Delta(CV_P)$	$\Delta(PIB_real)$	$\Delta(\text{crédito_P_BAH})$
TEC_{t-1}	-0.130540 ^a	-0.064857	-0.101304
$\Delta(CV_P_{(-1)})$	-0.938736 ^a	-0.411608	-0.637971
$\Delta(CV_P_{(-2)})$	-0.428427	-1.102832 ^a	-1.017267
$\Delta(PIB_real_{(-1)})$	0.241532 ^a	0.194829	0.909926 ^a
$\Delta(PIB_real_{(-2)})$	0.225546 ^a	-0.618311	0.618514 ^a
$\Delta(\text{crédito_P_BAH}_{(-1)})$	0.094391	-0.094393	0.387471 ^a
$\Delta(\text{crédito_P_BAH}_{(-2)})$	-0.098694	0.156464	0.441436 ^a
R^2	0.558116	0.569969	0.632216
R^2 ajustada	0.459920	0.474407	0.550486
Prueba LM de correlación serial (valor- p = 0.7820)			
Prueba de normalidad de Jarque-Bera (valor- p = 0.9534)			
Prueba general de heteroscedasticidad de White (valor- p = 0.4395)			
Nota: todas las variables excepto los términos de error (TEC_{t-1}) están en primeras diferencias Δ .			
^a Indica significancia al 5 por ciento.			

Cuadro A.6

VECTOR DE CORRECCIÓN DEL ERROR			
CAUSALIDAD DE GRANGER/PRUEBA DE EXOGENEIDAD DEL BLOQUE			
Variable dependiente: $\Delta(CV_P)$			
<i>Excluida</i>	χ^2	<i>Durbin-Watson</i>	<i>Valor p</i>
$\Delta(PIB_real)$	9.536548	2	0.0085 ^a
$\Delta(\text{crédito_P_BAH})$	1.936261	2	0.3798
Todos	17.017610	4	0.0019 ^a
Variable dependiente: $D(PIB_real)$			
$\Delta(PIB_real)$	6.983435	2	0.0304 ^a
$\Delta(\text{crédito_P_BAH})$	2.240443	2	0.3262
Todo	8.711221	4	0.0687 ^b
Variable dependiente: $D(\text{crédito_P_BAH})$			
$\Delta(PIB_real)$	2.351879	2	0.3085
$\Delta(\text{crédito_P_BAH})$	23.92296	2	0.0000 ^a
Todo	24.48301	4	0.0001 ^a

^{a, b} indica causalidad de Granger a un nivel del 5% y del 10%, respectivamente.

Apéndice B

Como señalan Abeyasinghe y Rajaguru, la ecuación fundamental para la desagregación Chow-Lin de n cifras del PIB anual para las cifras trimestrales $4n$ es:

$$\hat{y} = X\hat{\beta}_a + VC'(CVC')^{-1}\hat{u}_a$$

$$\hat{\beta}_a = [X'C'(CVC')^{-1}CX]^{-1}X'C'(CVC')^{-1}y_a$$

$$C = \begin{bmatrix} 1 & 1 & 1 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & \dots & \dots & \dots & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 1 & 1 & 1 & \dots & \dots & \dots & 0 \\ \cdot & \dots & \cdot & \cdot & \cdot \\ 0 & \cdot & \dots & 1 & 1 & 1 & 1 \end{bmatrix}$$

\hat{y} es el vector de cifras trimestrales desagregadas del PIB, y_a es el vector $n \times 1$ observado de cifras anuales del PIB, X es una matriz $4n \times k$ de variables predictivas k , V es una matriz de covarianza $4n \times 4n$ de términos de error trimestral, u_i , $\hat{u}_a = y_a - X_a\hat{\beta}_a$ es un vector $n \times 1$ de residuales de una regresión anual del PIB sobre variables predictivas, ($X_a = CX$) donde C es una matriz de agregación $n \times 4n$ (o una matriz promedio si se multiplica por 0.25), y $\hat{\beta}_a$ es un vector $k \times 1$ de estimaciones por mínimos de cuadrados generalizados (MCG) de coeficientes de regresión derivados de una regresión anual.

C-L presenta dos formas del vector V . La más simple es el caso donde u_i es ruido blanco en cuyo caso V es diagonal y el estimador MCG se reduce a MCO. En este caso, el segundo término del RHS de la ecuación 1 equivale a asignar 1/4 del residual anual a cada trimestre del año. La segunda forma es suponer que u_i sigue un proceso AR(1) de forma: $u_i = \rho u_{i-1} + \varepsilon_i$, $|\rho| < 1$ y $\varepsilon_i \sim i.i.d.(0, \sigma_\varepsilon^2)$, en cuyo caso V tiene la forma:

7
$$V = \sigma_\varepsilon^2 \begin{bmatrix} 1 & \rho & \rho^2 & \dots & \rho^{4n-1} \\ \rho & 1 & \rho & \dots & \rho^{4n-1} \\ \cdot & \cdot & \cdot & \dots & \cdot \\ \rho^{4n-1} & \cdot & \cdot & \dots & 1 \end{bmatrix}$$

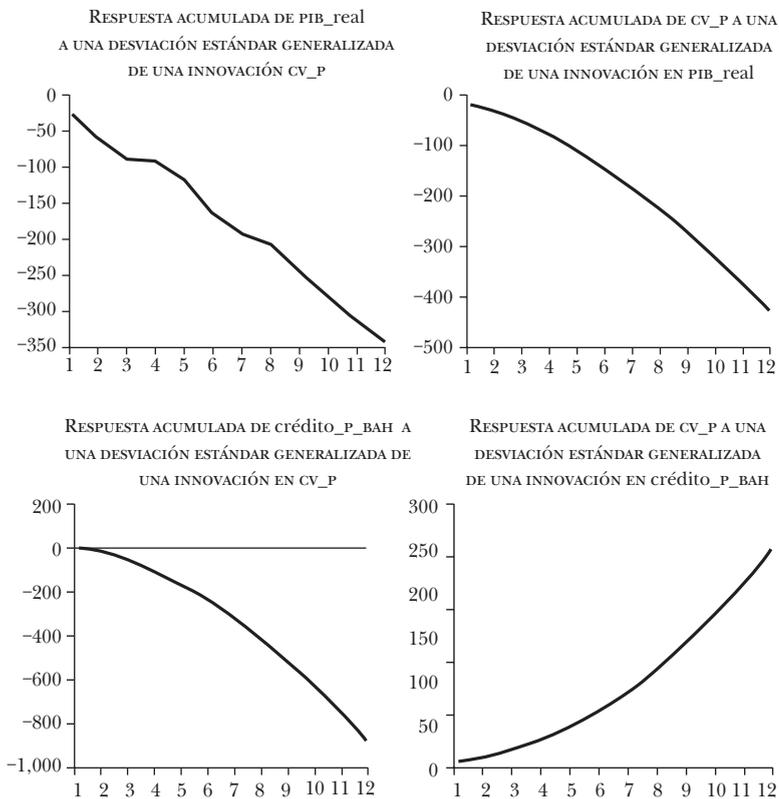
Extendiendo el caso mensual-trimestral considerado por C-L al caso trimestral-anual, la ecuación 8 puede usarse para estimar ρ a partir de la estimación anual $\hat{\rho}_a$:

$$8 \quad \hat{\rho}_a = \frac{(\rho^7 + 2\rho^6 + 3\rho^5 + 4\rho^4 + 3\rho^3 + 2\rho^2 + \rho)}{(2\rho^3 + 4\rho^2 + 6\rho + 4)}$$

Apéndice C

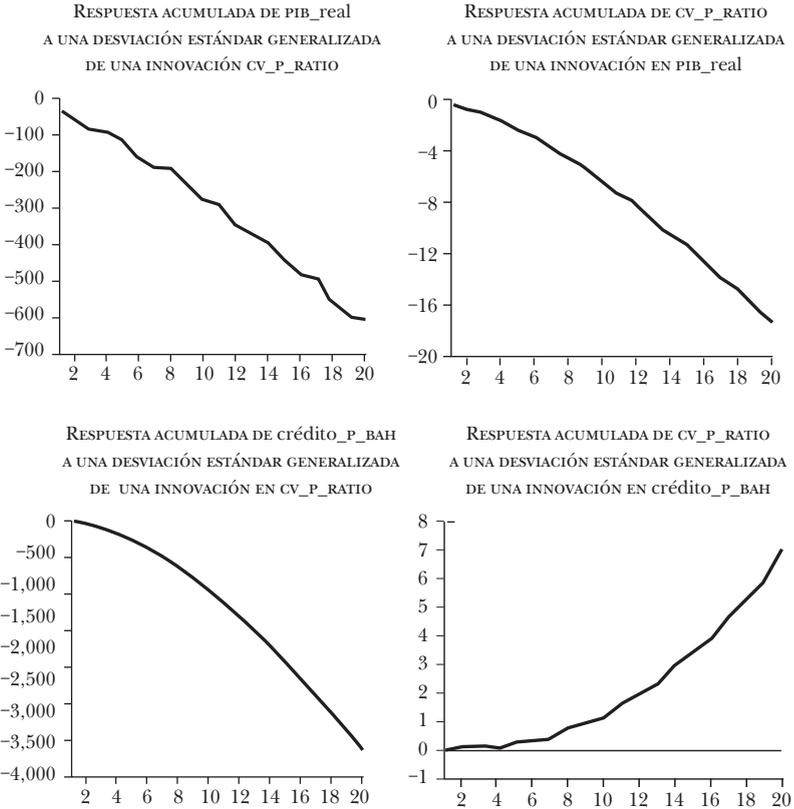
Gráfica A.2

FUNCIONES DE RESPUESTA AL IMPULSO ACUMULADA GENERALIZADAS (millones de dólares)



Gráfica A.3

FUNCIONES DE RESPUESTA AL IMPULSO ACUMULADA GENERALIZADAS CON EL COEFICIENTE DE CV A PRÉSTAMOS TOTALES (CV_P_RATIO)



Bibliografía

- Abeyasinghe, T., y C. Lee (1998), "Best Linear Unbiased Disaggregation of Annual GDP to Quarterly Figures: The Case of Malaysia", *Journal of Forecasting*, vol. 17, pp. 527-537.
- Abeyasinghe, T., y G. Rajaguru (2004), "Quarterly Real GDP Estimates for China and ASEAN4 with a Forecast Evaluation", *Journal of Forecasting*, vol. 23, pp. 431-447.

- Amador, J. S., J. E. Gómez-González y A. M. Pabón (2013), *Loans Growth and Banks' Risk: New Evidence*, Borradores de Economía, núm. 763, Banco de la República, Colombia, 26 páginas.
- Badar, M., y A. Y. Javid (2013), "Impact of Macroeconomic Forces on Nonperforming Loans: An Empirical Study of Commercial Banks in Pakistan", *WSEAS Transactions on Business and Economics*, vol. 10, núm. 10, enero, pp. 40-48.
- Dash, M., y G. Kabra (2010), "The Determinants of Non-performing Assets in Indian Commercial Bank: An Econometric Study", *Middle Eastern Finance and Economics*, núm. 7, pp. 94-106.
- De Bock, R., y A. Demyanets (2012), *Bank Asset Quality in Emerging Markets: Determinants and Spillovers*, Working Paper Series, WP/12/71, Fondo Monetario Internacional, 26 páginas.
- Espinoza, R. A., y A. Prasad (2010), *Non-performing Loans in the GCC Banking System and their Macroeconomic Effects*, Working Paper Series, núm. WP/10/224, Fondo Monetario Internacional, 24 páginas.
- Fofack, H. L. (2005), *Non-performing loans in Sub-Saharan Africa: Causal Analysis and Macroeconomic Implications*, Policy Research Working Paper Series, núm. 3769, Banco Mundial, 36 páginas.
- Fondo Monetario Internacional (2012), "Western Hemisphere: Rebuilding Strength and Flexibility", *Regional Economic Outlook*, abril, p. 26.
- Frain J. (2004), *A RATS Subroutine to Implement the Chow-Lin Distribution/ Interpolation Procedure*, Bank and Financial Services Authority of Ireland, inédito.
- Khemraj, T., y S. Pasha (2009), "The Determinants of Non-performing Loans: An Econometric Case Study of Guyana", ponencia presentada en la 3rd Biennial International Conference on Business, Banking and Finance, St. Augustine, Trinidad and Tobago, 27 al 29 de mayo.
- Klein, N. (2013). *Non-Performing Loans in CESEE: Determinants and Impact on Macroeconomic Performance*, Working Paper Series, núm. WP/13/72, Fondo Monetario Internacional, 27 páginas.
- Nkusu M. (2011), *Nonperforming Loans and Macroeconomic Vulnerabilities in Advanced Economies*, Working Paper Series, núm. WP/11/161, Fondo Monetario Internacional, 27 páginas.
- Pesaran, H., e Y. Shin (1998), "Generalized Impulse Response Analysis in Linear Multivariate Models", *Economics Letters*, vol. 58, núm. 1, enero, pp.17-29.
- Sims C. (1980), "Macroeconomics and Reality", *Econometrica*, vol. 48, núm. 1, enero, pp. 1-48.
- Verbeek, M. (2000), *A Guide to Modern Econometrics*, John Wiley and Sons, 386 páginas.

Bruno Martins

Ricardo Schechtman

Valoración de préstamos luego de una medida macroprudencial intrasectorial

PREMIO DE BANCA CENTRAL RODRIGO GÓMEZ, 2013

Resumen

Este documento indaga sobre las consecuencias sobre los diferenciales de los préstamos de una medida macroprudencial intrasectorial de capital en Brasil. Debido a las preocupaciones en relación con una posible expansión demasiado rápida y desequilibrada del sector de préstamos automovilísticos, se emitieron disposiciones sobre capital para estos créditos con plazos largos específicos y una alta relación crédito-valor. Nuestros resultados muestran que los bancos brasileños, después de la disposición, incrementaron los diferenciales que se imputan al mismo prestatario por créditos similares cuyas ponderaciones de riesgo regulatorio se han incrementado. En comparación con el conjunto de préstamos sin propósito determinado, el aumento fue al menos del 13%. Por otro lado, no es sólida la evidencia de que también se hayan incrementado los diferenciales para los préstamos cuyas ponderaciones de riesgo no han cambiado. Por último, este documento muestra que la posterior derogación de esta medida regulatoria de capital se asoció, de manera similar, con menores diferenciales imputados a los préstamos automovilísticos cuyas ponderaciones de riesgos disminuyeron. No obstante, cuando la medida es relativa, esta reducción de diferenciales fue más pequeña que el aumento original.

Palabras clave: requerimiento de capital bancario; medidas macroprudenciales; préstamos para automóviles; diferenciales de los préstamos.

Clasificación JEL: G21, G28.

MIEMBROS DEL CEMLA

Asociados

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

Colaboradores

Bancos centrales

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

Otras instituciones

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

CEMLA

Asamblea

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

Junta de Gobierno 2013-2015

Presidente

Alexandre Antonio Tombini, BANCO CENTRAL DO BRASIL

Miembros asociados

Mercedes Marcó del Pont, BANCO CENTRAL DE LA REPÚBLICA ARGENTINA

Jeanette R. Semeleer, CENTRALE BANK VAN ARUBA

José Darío Uribe Escobar, BANCO DE LA REPÚBLICA (Colombia)

Agustín Carstens, BANCO DE MÉXICO

Héctor Valdez Albizu, BANCO CENTRAL DE LA REPÚBLICA DOMINICANA

Eudomar Tovar, BANCO CENTRAL DE VENEZUELA

Miembros colaboradores

Stephen S. Poloz, BANK OF CANADA

Luis M. Linde, BANCO DE ESPAÑA

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 México D. F. Impresa en Master Copy, S. A. de C. V., avenida Coyoacán núm. 1450, 03220 México D. F. ISSN 0185-1136 (400 copias).

CENTRO DE ESTUDIOS MONETARIOS LATINOAMERICANOS
Asociación Regional de Bancos Centrales

www.cemla.org

Monetaria

ISSN: 0185-1136