



# Banca Central

No. 57 - Enero/Junio - 2009 - Año XVIII - Guatemala, C. A.



**BANCO DE GUATEMALA**

7a. avenida, 22-01, zona 1, Guatemala, C. A.

Apartado Postal: 365

Teléfono: PBX (502) 2429 6000 / 2485 6000

Fax: (502) 2253 4035

Página Internet: [www.banguat.gob.gt](http://www.banguat.gob.gt)

Swift: BAGUGTGC

## CONSEJO EDITORIAL DE BANCA CENTRAL

### DIRECTOR

OSCAR ROBERTO MONTERROSO SAZO

### CONSEJEROS

SERGIO FRANCISCO RECINOS RIVERA

ANTONIETA GUTIÉRREZ ESCOBAR

LEONEL MORENO MÉRIDA

JUAN CARLOS CASTAÑEDA FUENTES

RAÚL GONZÁLEZ DE PAZ

### COORDINACIÓN

IVAR ERNESTO ROMERO CHINCHILLA

### EDICIÓN

JUAN FRANCISCO SAGÜÍ

### PRODUCCIÓN

SERGIO HERNÁNDEZ RODAS

LEONEL ENRIQUE DUBÓN QUIÑONEZ

### DIAGRAMACIÓN

RAQUEL GONZÁLEZ

### SERVICIOS SECRETARIALES

MÓNICA ILEANA GUEVARA STEIGER

### IMPRESIÓN

UNIDAD DE IMPRENTA DEL BANCO DE

GUATEMALA

**Banca Central** es una publicación semestral, divulgativa del pensamiento institucional del Banco de Guatemala. Debido a que es una Revista de amplio criterio, también está abierta a ideas no necesariamente coincidentes con las del Banco.

Los colaboradores de la Revista son enteramente y exclusivamente responsables por sus opiniones y, por consiguiente, éstas no reflejan la posición oficial del Banco, a menos que ello se haga constar expresamente.

Es libre la reproducción de los artículos, gráficas y cifras que figuren en la Revista, siempre y cuando se mencione la fuente.

Toda correspondencia deberá dirigirse a: Revista *Banca Central*, Banco de Guatemala, 7a. avenida, 22-01, zona 1. Código Postal No. 01001.

## ÍNDICE

Presentación	3
--------------	---

### Ganadores del Certamen Permanente de Investigación sobre Temas de Interés para la Banca Central “Dr. Manuel Noriega Morales”, edición 2008-2009

Primer Lugar	
<b>El efecto riqueza de la vivienda en Colombia</b>	5

*Enrique López Enciso  
Andrés Salamanca Lugo*

Segundo Lugar	
<b>Metas de inflación y transmisión de tasa de interés: el caso colombiano</b>	35

*Fernando Melo Velandia  
Reinaldo Becerra Camargo*

Tercer Lugar	
<b>Una aproximación no-lineal a las metas de inflación en Guatemala: pronósticos de un modelo autorregresivo de redes neuronales artificiales con predictores monetarios</b>	57

*Rolando González Martínez*

Mención Honorífica	
<b>Política monetaria en Colombia 1998-2008: una lectura a partir de un nuevo índice de condiciones monetarias (ICM)</b>	71

*Jenifer González Henao  
Ramón Javier Mesa Callejas  
Wilman Arturo Gómez*

Junta Monetaria	85
-----------------	----

Autoridades y Funcionarios Superiores del Banco de Guatemala	86
--	----

Red Nacional de Bibliotecas del Banco de Guatemala	88
--	----



**O**frecemos la edición de la revista **Banca Central 57**, semestre enero-junio 2009, para la comunidad académica nacional e internacional, así como para los interesados en temas económicos. Los trabajos incluidos en esta publicación fueron galardonados en la Edición 2008-2009 del *Certamen sobre Temas de Interés para la Banca Central “Dr. Manuel Noriega Morales”*.

El Primer lugar lo obtuvo el trabajo: *El efecto riqueza de la vivienda en Colombia* de los autores **Enrique López Enciso y Andrés Salamanca** en el cual señalan que su principal objetivo es examinar la riqueza en vivienda como un canal de transmisión de la política monetaria en el país analizado. Los investigadores arguyen que dicho canal se activa cuando la política monetaria induce una modificación en la tasa de interés de intervención que lleva a un cambio no esperado, pero permanente, en la riqueza real en vivienda, con lo cual se afecta a su vez el consumo de los hogares, mecanismo conocido como efecto riqueza. López y Salamanca dividen su trabajo en secciones, en la segunda presentan una medición de la riqueza en Colombia y examinan la importancia de la vivienda dentro de dicho acervo de riqueza; en la tercera explican el modelo de equilibrio general y la calibración para Colombia, así como muestran la validación del modelo. Presentan sus resultados en la cuarta sección y en la quinta hacen el análisis y medición del efecto riqueza de la finca raíz y sus canales de transmisión asociados.

**Fernando Melo Velandia y Reinaldo Becerra Camargo** son los autores del tema: *Metas de inflación y transmisión de tasa de interés: el caso colombiano*, con el que obtuvieron el Segundo lugar. Los investigadores estudian la transmisión de las medidas implementadas por el Banco de la República de Colombia (Banrep) hacia las tasas de interés de los bancos comerciales. A partir de un modelo de equilibrio parcial que describe la actividad bancaria, los autores plantean un modelo VECX-MGARCH, el cual permite analizar las interacciones entre las tasas de interés tanto en niveles como en volatilidades. Melo y Becerra estructuran su trabajo por secciones, además de la introducción al tema, en la segunda realizan algunas consideraciones sobre el funcionamiento de la política monetaria en Colombia bajo el esquema de metas de inflación; en la tercera presentan un modelo teórico en el que se describe la actividad bancaria para un mercado de competencia perfecta, donde se establecen las relaciones entre las tasas de interés de los bancos comerciales y la tasa de política monetaria; en la cuarta sección muestran los principales resultados de la estimación del modelo multivariado de tasas de interés.



Deidad maya que aparece en los billetes de veinte quetzales. Es una estilización elaborada por el pintor guatemalteco Alfredo Gálvez Suárez que tomó la figura representada en la página doce del Códice Maya, conservado en la biblioteca de Dresde, Alemania. Dicha figura fue identificada por los historiadores J. Antonio Villacorta C. y Carlos A. Villacorta en su libro Códice Mayas impreso en la Tipografía Nacional de Guatemala en 1930 como “Dios E: con un vaso de plantas en las manos y una cruz en el adorno de la cabeza. Su signo está en el jeroglífico 2; representa la divinidad del maíz o de la agricultura, llamada Yun Kax”.

El Tercer lugar fue otorgado a la investigación: *Una aproximación no-lineal a las metas de inflación en Guatemala: pronósticos de un modelo autorregresivo de redes neuronales artificiales con predictores monetarios*, del autor **Rolando González Martínez**, quien plantea que el pronóstico de la inflación es importante para cualquier banco central, sobre todo para la institución central que ha adoptado un régimen de metas explícitas de inflación. González propone un modelo no-lineal autorregresivo basado en ecuaciones de redes neuronales artificiales, que emplea la emisión monetaria y la tasa de interés como predictores exógenos. El pronóstico no-lineal de la inflación fue comparado por el autor con el pronóstico de un modelo lineal Holt-Winters en un experimento de seudopronóstico fuera de muestra. El pronóstico no-lineal le resultó estadísticamente más preciso que el pronóstico lineal. Afirma González que, de hecho, el pronóstico no-lineal logró reproducir el incremento abrupto del ritmo inflacionario en Guatemala en 2008. Agrega que la presencia de respuestas no-proporcionales de la inflación a los instrumentos monetarios y la posibilidad de obtener pronósticos

más precisos en el corto y mediano plazo justifican experimentar con modelos no-lineales durante el diseño del esquema de metas explícitas de inflación, como contraste o como alternativa a los modelos lineales tradicionales.

Los investigadores **Jenifer González Henao, Ramón Javier Mesa Callejas y Wilman Arturo Gómez** se hicieron acreedores a una Mención honorífica con su trabajo: *La Política monetaria en Colombia 1998-2008: una lectura a partir de un nuevo índice de condiciones monetarias (ICM)*, en el cual analizan el perfil de la política monetaria colombiana entre 1998 y 2008 a partir de la construcción de un índice de condiciones monetarias. Utilizando coeficientes de variación de las desviaciones del tipo de cambio real y de la tasa de interés con respecto a un año de referencia, los autores contrastan los resultados arrojados por este índice con la evolución de los principales instrumentos monetarios. Evidencian que tanto el índice construido, como sus valores, son útiles para hacer una lectura apropiada del perfil de la política monetaria en dicho período, el cual se caracterizó por ser contraccionista en la etapa de crisis y recesión de la economía colombiana (1998-2001), expansivo en los años 2002-2007, época donde comienza el proceso de recuperación, expansión y auge de la actividad económica nacional, y finalmente una nueva etapa de desaceleración en el último período (2007-2008).

# El efecto riqueza de la vivienda en Colombia

*Enrique López Enciso  
Andrés Salamanca Lugo*

## 1. Introducción

Este trabajo tiene como objetivo principal el examen de la riqueza en vivienda como un canal de transmisión de la política monetaria en Colombia. Este canal se activa cuando la política monetaria induce una modificación en la tasa de interés de intervención que lleva a un cambio no esperado, pero permanente, en la riqueza real en vivienda, con lo cual se afecta a su vez el consumo de los hogares. El mecanismo descrito arriba se conoce en la literatura económica como efecto riqueza. Las ideas básicas y las relaciones teóricas fundamentales entre consumo y riqueza se pueden extraer del modelo de ciclo de vida de Ando y Modigliani (1963), con la posterior introducción y examen de la hipótesis del ingreso permanente por parte de Hall (1978). Con estos modelos teóricos se describe el comportamiento de los hogares con relación a su gasto agregado. De acuerdo con el modelo de ciclo de vida, los hogares acumulan y, posteriormente, agotan su riqueza con el fin de suavizar su consumo. En ausencia de cambios inesperados en la riqueza, el modelo predice que esta última puede variar durante la vida de los hogares, pero el consumo permanece relativamente estable. Sin embargo, si los hogares experimentan un cambio no esperado en su riqueza, el resultado puede ser una revisión de sus planes de consumo.

De esa forma, el modelo postula que los cambios predecibles en los precios de los activos no deberían llevar a cambios en el consumo planeado. A partir de esos primeros trabajos se desarrolló un enfoque estándar para estimar empíricamente las relaciones entre los gastos en consumo real y las medidas de ingreso y riqueza.<sup>1</sup> Un giro importante en la literatura sobre los efectos en el consumo que posee el valor de la riqueza se dio cuando se consideró necesario diferenciar entre la riqueza financiera de los hogares y su riqueza en vivienda. Las características de cada uno de esos tipos de riqueza lleva a que puedan tener diferentes efectos en la propensión a consumir de los hogares. La teoría sugiere que la respuesta del consumo a un choque positivo de precios de activos es más grande a medida que el activo es más líquido. La respuesta es también más grande si el valor del activo es más fácil de medir y si el consumidor piensa que ese activo es más apropiado para financiar su consumo corriente y si perciben el choque de precios como permanente.

Los modelos teóricos de portafolio con vivienda más recientes buscan capturar algunas de las características específicas de la riqueza inmobiliaria: i) el servicio de alojamiento que proveen, ii) la constitución previa de un fondo financiero por parte de los hogares que desean comprar, y iii) la menor concentración de los efectos de valorización que se presenta en los países donde la tasa de posesión es elevada, con lo cual los efectos macroeconómicos son más grandes que los

<sup>1</sup> Los principales trabajos son los de Blinder y Deaton (1985), Campbell (1987), Campbell y Deaton (1989) y Galí (1990), entre otros.

efectos de la valorización de ciertos activos, como las acciones, que hacen parte de la riqueza financiera.<sup>2</sup> Existen buenas razones para argumentar en contra y a favor de la existencia de ese canal para el caso de la economía colombiana. Si se consideran los argumentos a favor de la existencia para la economía colombiana del canal de la riqueza en vivienda, hay que tener en cuenta, en primer lugar, que la vivienda es un bien básico, y en esa condición es complementario de otro tipo de consumo, de hecho es difícil disfrutar de este último, o recibir un ingreso, sin tener un nivel básico de servicios de vivienda.<sup>3</sup> Se trata entonces de un bien cuya demanda es muy posible que sea elástica al ingreso, especialmente para el caso de los hogares jóvenes. En segundo término, la compra de vivienda se da en pocas ocasiones en la vida de un hogar, dado su alto valor unitario; es un evento esporádico que cuando se presenta por primera vez requiere una financiación importante y la constitución previa de un fondo financiero. Una consecuencia de lo anterior es la importancia que tiene la tasa de interés para la compra de finca raíz y para el consumo agregado de los colombianos. La sensibilidad a la tasa de interés es una característica que la vivienda comparte con otros activos; en este caso se trata de un bien de capital durable con baja depreciación y con una oferta restringida. Un tercer argumento se apoya en la visibilidad que tiene la vivienda como fuente de riqueza. En otras palabras, la vivienda, como un componente de la riqueza de los hogares, se constituye en una parte

especialmente fácil de medir. El precio de la vivienda se puede determinar y divulgar de manera relativamente sencilla y, por esa razón, es conocido por los hogares. En Colombia, por último y como se profundizará más adelante, los activos en vivienda son una parte muy importante de la riqueza total y del ingreso disponible de los hogares. La razón para esto se encuentra en el pobre desarrollo relativo de los mercados financieros, hecho que no ha favorecido una mayor oferta de instrumentos para captar el ahorro de los hogares colombianos.

Existen también buenas razones para argumentar que no existe un canal de riqueza en vivienda en Colombia. El primer aspecto que hay que tener en cuenta es la volatilidad de los precios de la vivienda. Los hogares perciben ese rasgo característico y en consecuencia sus decisiones de consumo no se ven afectadas por los movimientos temporales de los precios de la finca raíz (Lettau y Ludvigson, 2004). De otro lado, la vivienda es un activo que tiene la particularidad de no transarse sino dentro de las fronteras nacionales (en Colombia). La decisión de adquirir vivienda se puede tomar para legar, a las futuras generaciones de la familia, los servicios de vivienda que requieren. Un aumento de los precios de vivienda puede no afectar en el neto las decisiones corrientes de consumo de los hogares si se trata de agentes ricardianos; en otras palabras, si los consumidores tienen totalmente en cuenta el interés de las futuras generaciones. Por el contrario, si los consumidores no son totalmente ricardianos este canal de transmisión de la política monetaria tendría importancia. Existe un argumento que afirma que para los hogares que arriendan y tienen un proyecto de compra de vivienda, un aumento del precio de esta última puede aumentar el tamaño del aporte propio y los puede llevar a disminuir y no a aumentar su consumo. Un último punto se refiere a que el efecto agregado de un incremento en el valor de un inmueble puede no ser alto para un país como Colombia con una tasa de posesión relativamente reducida. En suma, el recuento anterior muestra cómo la utilización exclusiva de la teoría no es suficiente para dilucidar la importancia para Colombia del canal de la riqueza en vivienda. Se trata entonces de una pregunta que se debe resolver empíricamente. Existen otros mecanismos por medio de los cuales la política monetaria puede afectar el consumo de los hogares a través del mercado de vivienda, pero que están

<sup>2</sup>Por ejemplo, Cocco (2005) presenta un modelo de ciclo de vida, en el cual la vivienda entra en la función de utilidad, el ajuste de ésta se encuentra sujeto a costos de transacción, mientras que la entrada al mercado de capitales está sujeta a los costos de participación. El grado de liquidez de un activo afecta la respuesta del consumo: los costos de transacción de la vivienda disminuyen la respuesta del consumo a choques pequeños; en contraste, la reacción a choques más grandes puede ser más grande que en los modelos sin fricciones (véase también Grossman y Laroque, 1990). En todo caso, la magnitud del efecto riqueza puede estar influenciada por la distribución de los activos dentro de la población, un aspecto que la teoría todavía no ha incorporado plenamente.

<sup>3</sup>En la literatura relacionada se reconoce que muchos bienes básicos comparten algunas características que posee la vivienda pero ninguno las comparte todas (Smith et al, 1988). Dentro de estas últimas se encuentran también: su durabilidad, su heterogeneidad, su inmovilidad espacial y la forma en la que el gobierno se involucra e interviene en el mercado de ese bien y en el de los insumos que se utilizan en su producción.

fuerza del alcance de este estudio<sup>4</sup>. En general, se trata de la forma como el financiamiento de la compra de vivienda se ve afectada por las fricciones en los mercados financieros. La actividad económica, el riesgo de desempleo y el valor de la vivienda pueden afectar las finanzas de los hogares en una forma que no se daría si los mercados financieros fueran perfectos.

La política monetaria también puede afectar el Producto Interno Bruto (PIB) a través del mercado de vivienda sin impactar el consumo. Esto tiene relación con la oferta de servicios de vivienda que puede generar un efecto sobre la actividad económica. En primer lugar, se encuentra la construcción de la vivienda; en segundo lugar, las finanzas asociadas a la construcción y los servicios de finca raíz. Finalmente, se produce un consumo durable de muebles y otros bienes asociado a la compra de vivienda de los hogares. Teniendo en cuenta las características distintivas del mercado de vivienda, en este documento se aborda el tema del papel que en Colombia tiene ese mercado en la transmisión de la política monetaria. Nos concentraremos en la estimación del efecto de la riqueza sobre el consumo, pero también se da una idea sobre el efecto del canal de la oferta en vivienda y del efecto colateral. Para llevar a cabo el análisis nos apoyamos en un modelo calibrado para Colombia en el cual se formalizan explícitamente los precios y las cantidades del mercado de vivienda. Con este modelo es posible analizar los choques y las fricciones que afectan al mercado de vivienda, con un énfasis particular, en nuestro caso, en los choques de política monetaria que afectan a la economía colombiana. El modelo utilizado hace parte de una vigorosa área de investigación que relacionó las fluctuaciones en los precios de los activos con los efectos de acelerador financiero. Este enfoque fue un resultado lateral de la preocupación por el dinamismo de los precios de la vivienda que se observó en años pasados en muchas economías desarrolladas y en desarrollo. El trabajo de Iacoviello y Neri (2008), en el que nos apoyamos, se ha preocupado por extender el modelo de Iacoviello (2005) incluyendo para ello un sector que realiza inversión en vivienda.<sup>5</sup> Este tipo

de modelo de equilibrio general dinámico y estocástico (DSGE, por sus siglas en inglés Dynamic Stochastic General Equilibrium) ofrece una visión más completa del mercado de vivienda y se puede utilizar para analizar las contribuciones de las variables de ese mercado a la economía en su conjunto. Con este enfoque se reconoce la importancia que la vivienda tiene en el ciclo económico, no solamente porque la inversión en vivienda es un componente muy volátil de la demanda, sino también porque los cambios en los precios de la vivienda y, por ende, en su valor, pueden tener un efecto riqueza en el consumo y en las elecciones de inversión. La primera de las seis secciones en las que se divide el documento es esta introducción. La segunda sección presenta una medición de la riqueza en Colombia y examina la importancia de la vivienda dentro de dicho acervo de riqueza. En la tercera se explica el modelo de equilibrio general y la calibración para Colombia. En esta sección también se muestra la validación del modelo. Los resultados se presentan en la cuarta sección. El análisis y la medición del efecto riqueza de la finca raíz y sus canales de transmisión asociados se hace en la quinta sección. La última sección concluye.

## 2. La vivienda dentro de la riqueza de los hogares en Colombia

### 2.1 La medición de la riqueza en Colombia

Las mediciones estándar de la riqueza se basan en dos tipos de metodologías. La primera parte de un enfoque macroeconómico; mientras que la segunda, de una concepción microeconómica. En el primer caso se trata de un enfoque que toma la acumulación patrimonial de los hogares (la riqueza) como el resultado de una decisión de ahorro que a su vez afecta la actividad económica, alimenta la inversión y determina la capacidad productiva y, en consecuencia, la actividad futura. Desde esa perspectiva de flujos macroeconómicos es conveniente la utilización de las cuentas nacionales. Estas últimas entendidas como un sistema completo que incluye las cuentas reales, las financieras y las patrimoniales. En el nivel microeconómico, las mediciones con encuestas parten de diferenciar las distintas funciones que desde el punto de vista económico tienen el ahorro

<sup>4</sup> Mishkin (2007) plantea que los efectos de la política monetaria por medio del mercado de vivienda se dan directa o indirectamente por medio de al menos seis canales.

<sup>5</sup> También el trabajo de Iacoviello y Neri (2007).

y el patrimonio.<sup>6</sup> Para comenzar, estos últimos son instrumentos para suavizar intertemporalmente los ingresos en una perspectiva de largo plazo, cuando el hogar se prepara para el retiro (motivo ciclo de vida). En una perspectiva de corto plazo el ahorro y el patrimonio constituyen un seguro contra los choques de ingreso (motivo precaución). En ese sentido, las encuestas acerca de las finanzas de los hogares permiten una descripción más detallada de su comportamiento, y relacionar las evoluciones globales con sus motivos y estrategias de acuerdo a la edad, generación o categoría social. En los países en desarrollo las mediciones de la riqueza de los hogares son escasas. En Colombia, en particular, no existen mediciones oficiales de la riqueza de los hogares. No existen tampoco cuentas patrimoniales ni encuestas microeconómicas que indaguen por la situación financiera de los hogares. La medición realizada para este trabajo se basa en cálculos propios a partir de la información de las cuentas nacionales y financieras. Con esa información es posible calcular los componentes no financieros y financieros de la riqueza de los hogares.

La información completa para los componentes financieros y no financieros de la riqueza de los hogares colombianos se encuentra disponible únicamente para los años comprendidos entre 1996 y 2006, con lo cual la medición de la riqueza total se limita a ese período de tiempo. La dificultad se encuentra en el cálculo del acervo de las cuentas financieras para datos anteriores al año 1996. Cabe anotar que en este cálculo no se ha considerado el capital humano como parte de la riqueza de los hogares colombianos. Hay que tener en cuenta que si bien en la literatura el capital humano es mencionado como un componente de la riqueza de los hogares, realmente no se le puede considerar como un activo disponible desde el punto de vista económico. Esto último en el

sentido de no tratarse de una entidad que funcione como depósito de valor sobre la cual los derechos de propiedad son obligatorios y se hacen cumplir por las instituciones individuales o colectivas, y cuyos beneficios económicos se pueden apropiar por sus propietarios por poseerlos o usarlos durante un período de tiempo;<sup>7</sup> por esa razón no se les incluye en las hojas de balance de los agentes. Los cálculos de la riqueza humana, que se hacen en la literatura económica, no corresponden a datos observados, sino a estimaciones efectuadas a partir de la suma descontada de los ingresos de los hogares en el tiempo. Estos cálculos son muy sensibles a diferentes supuestos y en especial al horizonte de planeación que se seleccione para el programa intertemporal de los hogares, un problema al cual nos referiremos de nuevo más adelante.

## 2.2 La evolución de la riqueza en vivienda de los hogares colombianos

Las cuentas nacionales colombianas calculan dentro del rubro inversión y como un componente de la demanda agregada, la inversión en vivienda de los hogares. Por medio de la utilización del método de inventario permanente sobre esta variable, es posible generar una serie de acervo de vivienda de los hogares. Como es conocido, el método de inventario permanente consiste en la suma acumulada de la formación bruta de capital fijo (FBKF) del bien de capital concerniente (en este caso la inversión en vivienda de los hogares) a precios constantes de un año dado. De esa forma se obtiene un acervo de vivienda en términos de volumen y para cada período.<sup>8</sup> Cabe aclarar que para una utilización apropiada del método es conveniente contar con una serie larga de inversión en vivienda (1970-2006 en nuestro caso). El capital en vivienda se deprecia al igual que todo tipo de capital, en este caso la tasa de depreciación empleada es 2,2% anual. Existe un problema importante que se debió resolver para el cálculo del acervo de vivienda. El punto es el siguiente: del párrafo anterior se desprende que el método del

<sup>6</sup> Este tipo de encuestas son básicamente cuestionarios que se entregan a una muestra de hogares dentro de la población con el fin de interrogarlos sobre su situación financiera. La principal ventaja de este método es que proporciona anonimato al encuestado, con lo cual las respuestas provistas por él son relativamente libres. Sin embargo, se puede presentar alguna inexactitud en las respuestas o, simplemente, la posibilidad de no respuesta ante indagaciones muy puntuales (Wolff, 2006). Para el detalle de esta historia véase el trabajo de McNeil y Lamas (1989). Encuestas similares se comenzaron a realizar posteriormente en varios países de Europa.

<sup>7</sup> Esta definición de activo desde el punto de vista económico es tomada del sistema estadístico europeo (Eurostat, 1996).

<sup>8</sup> Para este cálculo hemos utilizado la propuesta de Harberger (1969).

inventario permanente produce un cálculo correcto del acervo de vivienda en volumen. Sin embargo, el cálculo del efecto riqueza requiere que el acervo de vivienda incorpore los efectos de valorización (o desvalorización) que se presentan como consecuencia de los cambios en los precios de la vivienda. Para incorporar ese efecto es conveniente contar con alguna forma de valorar el acervo, para esto se puede considerar el costo real de uso del capital en vivienda u otro tipo de precio. El costo de uso de la vivienda es un concepto que proviene de considerarla alternativamente como un bien de consumo o un bien de inversión. Es un bien de consumo si el análisis se concentra en la demanda de servicios de vivienda; en tanto que si se focaliza en la demanda por acervo, el análisis se centra en la vivienda como bien de capital.<sup>9</sup> Cuando se analiza la demanda desde el punto de vista del propietario ocupante de su propia vivienda, la demanda de servicios es nocial, por lo tanto el precio de estos servicios no es observable. La complicación surge también en la medida en que se incentive la propiedad de la vivienda mediante la desgravación impositiva de los créditos hipotecarios, entonces el ocupante de su propia vivienda también realiza al mismo tiempo una demanda de inversión. El precio implícito de esos servicios es el costo de uso de la vivienda (CU). Este es un porcentaje del precio de la vivienda  $p_H$ :

$$CU = p_H \left( \delta + (1-r) (i+u) - \frac{p_H}{p_H} \right)$$

Donde  $\delta$  es la tasa de depreciación;  $r$  la tasa de impuesto de las ganancias;  $i$  la tasa de interés;  $u$  la alícuota del impuesto inmobiliario; y  $\frac{p_H}{p_H}$ , la tasa de apreciación real de la vivienda. La ecuación anterior muestra que el costo de uso implícito de la vivienda para el propietario de ésta se relaciona directamente con su precio de adquisición y es función directa de la tasa de interés tanto como costo de oportunidad (tasa pasiva) de adquirir este activo, como en términos de su adquisición mediante un crédito hipotecario (tasa de interés hipotecaria). Esta relación directa se mantiene para la alícuota del impuesto a los inmuebles. El costo de uso total se reducirá siempre que se produzca una apreciación real del inmueble. El precio esperado es una variable endógena y se refiere a la

inflación del período corriente o futuro solamente si no hay costos de transacción que afecten el consumo de la vivienda. Para llegar a esta representación del costo de uso de la vivienda es necesario hacer una serie de supuestos que incluyen entre otros: cero costos de transacción, expectativas estáticas con relación al futuro, inflación y tasas de impuestos (véase Hendershott y Slemrod, 1982). Con mercados perfectos inmobiliarios y de capital, el costo marginal de uso esperado será igual a la renta esperada de la vivienda para obtener una unidad adicional de servicios de vivienda, dejando indiferente al demandante entre vivir en la vivienda propia o alquilar otra. Es decir que, en el óptimo, el costo de uso coincide con el valor presente de las rentas futuras de alquiler de la vivienda.

El costo de uso del capital es desde un punto de vista teórico el mejor concepto del precio de los servicios de capital. Presenta algunos problemas asociados con la subjetividad de algunos cálculos como la apreciación de la riqueza en vivienda en cada momento y con la dificultad para medir algunas variables adecuadamente, como en el caso de la alícuota del impuesto inmobiliario. En nuestro caso, el precio utilizado fue el deflactor implícito de la inversión en vivienda construido a partir de la información de inversión real y nominal de las cuentas nacionales. Esto se hace teniendo en cuenta que la inversión residencial considera el coste de construcción y no el precio de venta de las viviendas. Esta decisión es muy importante pues la serie original del Departamento Nacional de Estadística (DANE) no contempla los efectos de valorización, mientras que el cálculo que acá se presenta sí los incluye, aunque este procedimiento puede distorsionar en alguna medida la estimación del acervo. En el gráfico 1 se muestra el comportamiento de la riqueza en vivienda como proporción del ingreso disponible de los hogares colombianos, obtenida con base en el acervo construido con el método descrito y para el período 1970-2006. La variable refleja fielmente los principales hitos que para el período se reconocen en la evolución de la vivienda de los hogares colombianos. La participación del acervo de vivienda en el ingreso disponible fluctúa alrededor de 98% desde 1970 hasta finales de la década de los ochenta. A comienzos de los años noventa se observa un aumento en la razón,

<sup>9</sup> Esta diferenciación se debe a Muth (1960).

la cual se desploma desde 1996 hasta alcanzar su punto más bajo en 2002, año en el cual comienza una vigorosa recuperación. En el subperiodo comprendido entre 1970 y 1996, la vivienda creció a una tasa promedio de 4,2%, mientras que en el segundo subperiodo el crecimiento promedio fue 1,4%.

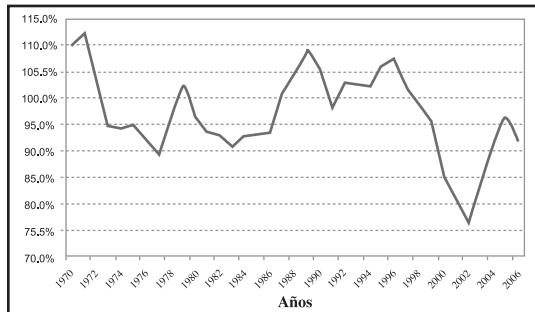
En diferentes estudios se ha mostrado que en ese primer tramo de la muestra el efecto que se está recogiendo en el acervo de vivienda, con relación al ingreso disponible, corresponde al éxito que en un primer momento tuvo el sistema de unidad de poder adquisitivo constante (UPAC) creado en 1972 con el objetivo de financiar la actividad constructora (véase Cárdenas y Badel, 2003). Como plantean estos autores: “la definición de la UPAC en tanto que unidad de cuenta cuyo valor crecía a la par de la inflación, permitía capitalizar la mayor parte del componente inflacionario de la tasa de interés, al registrarla como un mayor valor de la unidad y, por lo tanto, del saldo de la deuda. Las Corporaciones de Ahorro y Vivienda (CAV) podían así cobrar a sus clientes un interés bajo cercano a la tasa real durante los primeros años del préstamo, sin violar explícitamente la prohibición existente en la legislación colombiana de cobrar intereses sobre intereses. Ese mecanismo permitió mantener cuotas estables como proporción del ingreso familiar, lo cual hizo aumentar significativamente la capacidad de endeudamiento de los hogares.” El sistema UPAC dinamizó la actividad de la construcción, especialmente en el segmento de la vivienda y también a la economía en su conjunto. A pesar de su éxito, el sistema fue reformado y a mediados de los años noventa tenía un diseño muy diferente al original, con el desmonte del monopolio que sobre el crédito de vivienda tenían las CAV y con la reforma a los instrumentos de captación y colocación de recursos.

La dinámica de la vivienda se sostuvo hasta mediados de los años noventa, impulsada por el incremento de los ingresos de capital externo y del consiguiente incremento en el precio relativo de los bienes no transables, especialmente de bienes raíces. Sin embargo, para ese entonces, en el sistema de financiación de la vivienda había aumentado el riesgo asociado con el descalce de plazos y tasas entre el

activo y el pasivo, en medio de la desaparición de los apoyos de liquidez.

El desplome de la riqueza en vivienda con relación al ingreso que se observa desde 1996 obedeció en un primer momento a la deflación de activos y posteriormente al cese abrupto del ingreso de capitales a Colombia que se dio hacia 1998 como consecuencia de las turbulencias financieras internacionales; la crisis asiática en particular. Este último evento coincidió con el deterioro de la cartera hipotecaria en un escenario de aumento de la tasa de interés y de reducción de los precios de los activos. Un hecho destacable que tiene relación directa con este trabajo fue el comportamiento que tuvieron los propietarios de vivienda afectados por la desvalorización de su activo y el aumento del valor de la deuda que pesaba sobre éste. La reacción de estos agentes fue entregar en dación de pago su vivienda como una forma de proteger sus ingresos y su consumo futuro (Cárdenas y Badel, 2003). En 2002 comienza a recuperarse la razón riqueza en vivienda/ingreso disponible aupada en el crecimiento de los precios y de la actividad constructora, como consecuencia de la recuperación de la economía y de los cambios en el diseño de la financiación de vivienda que pusieron a disposición de los constructores una buena cantidad de ahorro. Los cambios en la financiación de vivienda tuvieron como un elemento esencial la extensión de los alivios tributarios en la renta a aquellos agentes que pasaron sus ahorros a unas cuentas para el fomento de la construcción (cuentas de ahorro programado). El alivio tributario que permiten esas cuentas se aplica tanto para el componente de amortización como de pago de intereses (Clavijo et al, 2004). Las familias pueden mantener su riqueza de muchas maneras. Pueden comprar acciones, mantener depósitos bancarios, comprar fondos de inversión, etc. Una parte muy importante de la riqueza de las economías domésticas está concentrada en su vivienda. La estimación del acervo en vivienda realizada en esta sección es un paso esencial para conocer las consecuencias macroeconómicas que se pueden dar como consecuencia de los efectos que sobre dicho acervo tengan los cambios en la postura de la política monetaria.

**Gráfico 1. Acervo de vivienda como proporción del ingreso disponible**



Fuente: Cuentas nacionales (DANE) y cálculos propios

### 2.3 La composición de la riqueza de los hogares colombianos

En este acápite examinaremos la composición de la riqueza de los hogares colombianos y el papel que la vivienda tiene dentro del total de dicha riqueza. Dentro del cálculo de la riqueza se contabiliza, además de la vivienda, la riqueza financiera de los hogares. Para el caso de una economía como la colombiana es conveniente considerar a los bienes durables diferentes a la vivienda dentro de la riqueza de los hogares.<sup>10</sup> La explicación para esa decisión es: en términos generales se considera que los bienes durables diferentes a la vivienda son adquiridos por los hogares por un propósito de consumo durable y no de depósito de valor. Sin embargo, estos bienes no son una fuente potencial de consumo en el futuro porque su tasa de depreciación es relativamente elevada, su liquidez es reducida y su calidad es menos observable con relación a aquella de activos económicos como la vivienda. Todas estas características hacen que no sean bienes fácilmente comercializables en el mercado o, aún cuando lo sean, su valor de reventa es muy inferior al servicio esperado de consumo que pueden proveer en el futuro. Por esa razón, a estos bienes no se les toma como depósitos de valor y son excluidos de los activos de los hogares. La diferencia que se presenta en las economías de los países en desarrollo, con relación a las economías desarrolladas, es precisamente que, en los primeros, los bienes durables se constituyen en depósitos de valor y son comercializables en el

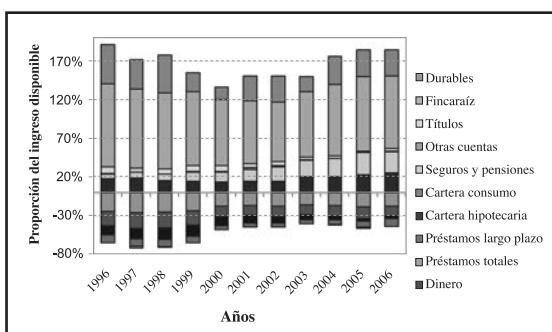
mercado. Con esta inclusión también se supera la paradoja que existe en definir como consumo durable y como inversión, automóviles idénticos pero adquiridos por agentes institucionales diferentes (hogares y firmas). Desde el punto de vista de la clasificación económica de estos bienes, tomarlos como parte de la riqueza es equivalente a considerarlos como una inversión de los hogares (Reinsdorf, 2004). Este tratamiento de los bienes durables diferentes a la vivienda tiene muchas ventajas conceptuales, una muy importante es que estos bienes conservan por muchos años un valor importante en los mercados de activos, con lo cual son una forma de riqueza.

Para el cálculo de los componentes financieros de la riqueza de los hogares se utilizaron las cuentas financieras calculadas por el Banco de la República. Dado que no existen cuentas patrimoniales se utilizaron los saldos calculados con base en las variables flujo de las cuentas financieras. Estas cuentas proveen el marco metodológico y conceptual para el cálculo de la riqueza financiera de los hogares, en la medida en que compilan los balances anuales de los agentes económicos por sector institucional. Desafortunadamente, esta información sólo existe desde 1996, con lo cual se limita considerablemente el examen de la evolución de la riqueza total de los hogares colombianos. El gráfico 2 muestra la evolución de la riqueza en Colombia medida en pesos de 1994 y durante el período 1996 a 2004. Todas las variables son expresadas como proporción del ingreso disponible de los hogares. En nuestro cálculo se presentan no sólo los activos de los hogares como proporción del ingreso disponible sino también los pasivos, estos últimos como valores negativos. En otras palabras se tiene una visión completa de la riqueza neta de los hogares. Del análisis del gráfico se pueden extraer algunas regularidades de interés. En el período analizado la vivienda es el componente más importante de la riqueza de los hogares colombianos, le siguen en importancia los bienes durables, las pensiones y el dinero. La importancia del capital residencial en el conjunto de la riqueza alcanza su máximo en 1996 (107,2% del ingreso disponible) para descender desde entonces hasta el 76,4% en 2002, año en el cual se empieza a recuperar el indicador.

<sup>10</sup> El cálculo para Colombia del acervo de bienes durables fue tomado de Gómez, Mahadeva y Rhenals (2009).

La composición de la riqueza ha tenido algunas modificaciones. Si bien la vivienda continúa siendo el rubro más importante dentro de la riqueza, también es destacable el aumento en la participación de las pensiones y del dinero, aunque este último de manera menos pronunciada. Se ha desplomado, por el contrario, la participación de los títulos. El vigoroso crecimiento de la riqueza financiera es un resultado directo de los cambios estructurales que se dieron en la economía colombiana como consecuencia de la apertura económica y financiera de principios de los años noventa que propiciaron la creación de los fondos privados de pensiones. Si se tienen en cuenta los pasivos de las cuentas de los hogares surge un punto muy importante para el análisis: se observa una reducción de los pasivos a cargo de los hogares desde 1996. Varios razones explican ese comportamiento de los pasivos: i) los hogares no se han endeudado para comprar vivienda en el actual boom hipotecario en la forma en que lo hicieron en los años noventa, y ii) su deuda de largo plazo también se ha reducido proporcionalmente con relación a 1996. Si restamos los pasivos a los activos de los hogares con la información del gráfico 2, se obtiene un cálculo de la riqueza neta. Esta última se recupera y supera en 2006 (141,2%) el nivel que tenía en 1996 (127,1%).

**Gráfico 2. Composición de la riqueza de los hogares colombianos**



Fuente: DANE y Cuentas financieras del Banco de la República. Cálculos propios. El cálculo de bienes durables fue tomado de Gómez, Mahadeva y Rhenals (2009).

Si volvemos al cálculo de la riqueza bruta y nos preguntamos por el comportamiento de los hogares colombianos, comparado con lo que sucede en otros países, debemos antes homogenizar la información. En primer lugar, para hacer comparable la información

debemos excluir del cálculo los bienes durables ya que, como se explicó antes, este tipo de activo no está contemplado en los cálculos de muchos países. En segundo lugar, vamos a hacer la comparación construyendo una razón entre la riqueza bruta y el PIB, básicamente para poder hacer la comparación con la información disponible para los países de la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económico (OECD, por sus siglas en inglés Organization for Economic Co-operation and Development) y que se presenta en el cuadro 1. Se observa que los porcentajes de participación de la riqueza total en el PIB para estos países es siempre superior al 300%. El porcentaje medio más bajo lo tiene Alemania (355,5%) y el más alto Japón (700%).<sup>11</sup> Para Colombia se obtiene un 90,5% en el indicador. En cuanto a la composición de la riqueza se refiere, a diferencia de lo que sucede en Colombia, en muchos países desarrollados la riqueza financiera es el componente más importante de la riqueza de los hogares. Si bien no se puede llegar a una conclusión definitiva con relación al mayor peso del componente financiero dentro de la riqueza para los países desarrollados, es marcada la tendencia en la mayoría de los países a la reducción de la proporción que representa el capital residencial en el conjunto de la riqueza de los hogares. Este patrón se observa también para Colombia. Los únicos países que no siguen este comportamiento son el Reino Unido y Holanda (véase cuadro 1).

La escasa evidencia para los países en desarrollo muestra que, para el caso de Brasil, el acervo de vivienda era 112% del PIB en 1970, 80% en 1980, 98% en 1990 y 106% en 1999 (Reiff y Barbosa, 2005). El estimativo para Brasil registra una mayor proporción de la riqueza en vivienda dentro del ingreso que la observada para Colombia, aunque menor que la registrada para los países desarrollados del cuadro 1. Esto último parece tener sentido, dada una relación positiva que se insinúa entre la participación de la riqueza de la vivienda en el ingreso disponible con el grado de desarrollo de los países considerados. Los cálculos para Sudáfrica tienen una particularidad que hace difícil la comparación con los estimativos del cuadro 1: en el cálculo de los activos fijos se incluye la tierra. A pesar de lo anterior, lo más sorprendente

<sup>11</sup> Véase el trabajo de Claus y Scobi (2001).

en ese país es la importancia de los activos financieros frente a los activos tangibles. Estos últimos, adicionalmente, han ido ganando importancia en el tiempo. En 1980 la participación de estos últimos dentro del total de activos era 53%, en 1990 el 64%, en 2000 era 74% y en 2005 termina en 69% (Aron, Muellbauer y Prinsloo, 2006).

La regularidad más destacable y que más implicaciones tiene sobre este trabajo es la gran importancia que tiene la vivienda dentro de la riqueza de los hogares colombianos. Aunque los activos financieros han ganado importancia en los últimos años, la vivienda aún sigue siendo un rubro significativo dentro de la riqueza total. Faltaría por determinar si los choques de política que afectan ese mercado y a los mercados relacionados tienen un impacto macroeconómico importante.

**Cuadro 1. Total riqueza de los hogares descompuesta en activos financieros y vivienda**

	Francia	Alemania	Italia	España	Holanda	Reino Unido	Estados Unidos	Colombia **
1995	1995	2000	1995	2000	1995	2000	1995	2000
Activos Financieros	165	234	149	180	189	227	150	187
% del PIB	50	53	44	49	45	51	33	36
% de la Riqueza								
Riqueza Vivienda	170	206	191	191	234	220	298	334
% del PIB	50	47	56	51	55	49	67	64
% de la Riqueza								
Riqueza Total	335	440	340	371	423	447	448	521
% del PIB	100	100	100	100	100	100	100	100
% de la Riqueza								

Nota: En esta definición de riqueza se incluyen solamente los activos (sin bienes durables), luego puede ser entendida como una riqueza bruta.

\*\*\* Cálculos propios. Cuentas Financieras, Banco de la República; Cuentas Nacionales, DANE.

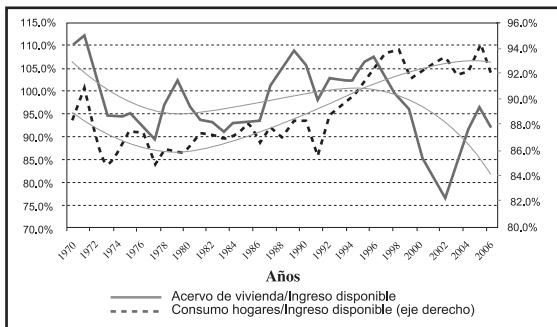
Fuente: Altissimo et al. Wealth and asset price effects on economic activity (2005)

## 2.4 Riqueza y consumo

Queda por examinar la evidencia de algún tipo de relación para Colombia entre el comportamiento de

la riqueza en vivienda de los hogares y el consumo de bienes y servicios que estos llevan a cabo. En esta sección examinaremos gráficamente la información disponible acerca de la riqueza en vivienda junto con la de consumo agregado, ambas variables en relación con el ingreso disponible, en la búsqueda de algún hecho estilizado de interés. Un primer aspecto que llama la atención en el gráfico 3 es la existencia de dos situaciones diferentes en la relación entre las dos series como insinúan las líneas de tendencia de cada una de ellas. Entre 1970 y 1995 la relación de largo plazo entre la vivienda y el consumo parece estar bien establecida. Las dos series evolucionan de manera acompasada. A partir de ese momento, y como consecuencia de la recesión de fin de siglo, la relación se transforma y mientras que la participación de la vivienda en el ingreso se desploma, la relación consumo/ingreso disponible aumenta y se mantiene en niveles altos hasta el final del período. Pareciera que la relación entre vivienda y consumo cambia como resultado de la entrega masiva de vivienda de los hogares a los bancos, lo cual les permitió a los primeros suavizar su consumo. En segundo lugar, en el corto plazo se observa una diferencia en la volatilidad de las series. La serie de vivienda es mucho más volátil que la serie de consumo. Una enseñanza de esta primera inspección de las series es lo difícil que puede ser encontrar un modelo estadístico adecuado que recoja la relación entre éstas. Un primer ejercicio econométrico que realizamos pretendía, mediante un modelo de vectores autorregresivos con corrección de errores (VECM), estimar la propensión marginal a consumir de largo plazo. La estimación del VECM mostró que: 1) los coeficientes de la relación de largo plazo no resultaron estables a lo largo de la muestra y 2) la multiplicidad de cambios estructurales en la tendencia común de estas dos series hacía que las pruebas estadísticas mostraran poca evidencia acerca de la existencia de vectores de cointegración sobre la muestra completa. Este es un resultado que ya había evidenciado Carroll (2004), quien afirma que el análisis de cointegración es problemático cuando de extraer la PMC de largo plazo se trata, ya que una conclusión válida al respecto requiere necesariamente la estabilidad del vector de cointegración.

**Gráfico 3. Acervo de vivienda y consumo de los hogares como proporción del ingreso disponible**



Fuente: Cuentas nacionales (DANE). Cálculos propios

### 3. La vivienda en un modelo de equilibrio general

#### 3.1 El modelo

Los trabajos recientes de Iacoviello y Neri (2007, 2008) se han preocupado por extender el modelo de Iacoviello (2005) incluyendo para ello un sector que realiza inversión en vivienda. Este tipo de modelos con una visión más completa del mercado de vivienda, se pueden utilizar para analizar las contribuciones de las variables de ese mercado a la economía en su conjunto. Con este enfoque se reconoce la importancia que la vivienda tiene en el ciclo económico, no solamente porque la inversión en vivienda es un componente muy volátil de la demanda, sino también porque los cambios en los precios de la vivienda, y por ende en su valor, pueden tener un efecto riqueza en el consumo y en las elecciones de inversión. En nuestro caso la utilización del modelo de Iacoviello y Neri (2008), calibrado para Colombia, permite un cálculo del efecto riqueza en vivienda y un examen del comportamiento del mercado de vivienda. El modelo permite analizar formalmente el papel de los choques y las fricciones crediticias sobre los mecanismos de propagación de la política monetaria hacia el resto de la actividad real.<sup>12</sup> El modelo tiene estos rasgos centrales: 1) una estructura multisectorial con la presencia de vivienda y otros bienes diferentes a esta última; 2) la presencia de diferentes fuentes de inercia (rigideces nominales, hábitos y costos de ajuste de la inversión); 3) un conjunto de choques que permite una mejor aproximación a los datos reales y 4) fricciones financieras que afectan a los hogares.

<sup>12</sup> En general el modelo no fue modificado, excepto porque se excluyeron los costos de ajuste sobre la capacidad de utilización del capital, los cuales no poseían un efecto significativo en los resultados finales.

El modelo se puede caracterizar así: En la producción existen dos sectores con tendencias de progreso tecnológico diferente. Un primer sector (Y) produce bienes de consumo, bienes de inversión y bienes intermedios utilizando para ello capital y trabajo. Un segundo sector ( $IH$ ) produce vivienda nueva empleando capital, trabajo, tierra y bienes intermedios. En el modelo están presentes dos tipos de hogares, cuya heterogeneidad está relacionada con las restricciones crediticias que enfrenta cada uno de ellos y con la impaciencia en el consumo.<sup>13</sup> Los hogares viven infinitamente pero difieren en su accionar económico. Los hogares pacientes trabajan, consumen, acumulan vivienda, rentan su capital y tierra a las firmas y prestan sus recursos a los hogares impacientes. Estos últimos enfrentan la restricción crediticia. En su accionar económico trabajan, consumen, compran vivienda y demandan recursos prestados utilizando su vivienda como colateral. Tanto los consumidores pacientes como los impacientes aportan trabajo en ambos sectores (bienes finales y construcción). Por el lado de la oferta, el sector de bienes combina el capital proporcionado por los consumidores pacientes y el trabajo de ambos consumidores para producir los bienes de consumo. El sector de construcción produce viviendas nuevas empleando capital, trabajo y tierra. En el modelo existen precios rígidos únicamente en el sector que produce bienes de consumo. Por el contrario, las rigideces salariales están presentes en ambos sectores productivos. El banco central por su parte lleva a cabo su política monetaria siguiendo una Regla de Taylor. Una versión resumida del modelo se presenta en el recuadro 1.

<sup>13</sup> En los modelos de equilibrio general, que incorporan la finca raíz como colateral, el comportamiento relacionado con las restricciones crediticias es capturado a través de la introducción de agentes “impacientes” que prefieren el consumo actual antes que su suavizamiento. Una buena revisión de la literatura relacionada se encuentra en Gerali, Neri, Sessa y Signoretti (2008).

**Recuadro 1. Modelo con mercado de vivienda**

**Hogares.** Cada tipo de consumidor está representado por un agente representativo que maximiza el valor presente esperado de la utilidad descontada de toda su vida, dada por:

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta G_c t' Z_t \left[ \Gamma_c \ln(c_t - \varepsilon c_{t-1}) + J_t \ln(h_t) - \frac{\pi_t}{1+\eta} (n_{c,t}^{1+\xi} + n_{h,t}^{1+\xi})^{\frac{1+\eta}{1+\xi}} \right] \quad (1)$$

Donde,  $c, h, n_c, n_h$  son consumo, inversión en vivienda, horas de trabajo en el sector bienes de consumo y en el sector construcción, respectivamente. Los factores descuento son tales que  $\beta' < \beta$ , donde  $(')$  se refiere al consumidor impaciente. El término  $Z_t$  captura los choques en las preferencias intertemporales. Este choque refleja un aumento transitorio de la impaciencia por el consumo, que a su vez termina en un aumento del consumo presente, posponiendo consumo futuro. El término  $J_t$  captura los choques en la demanda por vivienda. Este tipo de choque refleja un cambio en las preferencias que incrementa la utilidad marginal de la vivienda. Una posible interpretación es que estos choques representan un cambio en la habilidad para producir servicios de vivienda. Este choque es denominado como una perturbación en la demanda de vivienda, ya que incrementa tanto los precios de la vivienda como los retornos de la inversión en este sector, lo cual ocasiona un aumento de esta última. El término  $\eta$  captura los choques en la oferta de trabajo. Este tipo de choque reduce la utilidad marginal del ocio (aumento de la desutilidad marginal del trabajo), lo cual ocasiona una reducción de la oferta de trabajo en ambos sectores. Para todos los choques se ha asumido que siguen un proceso autorregresivo de orden uno. Además,  $\varepsilon$  mide los hábitos en consumo y  $G_c$  es la tasa de crecimiento del consumo sobre la senda de crecimiento balanceado. El factor de escala  $\Gamma_c = \left( \frac{G_c - \varepsilon}{G_c - \beta \varepsilon G_c} \right)$  asegura que en el estado estacionario la utilidad marginal del consumo sea  $\frac{1}{c}$ . El coeficiente  $\xi$  representa la elasticidad de sustitución intersectorial. Una función de utilidad isomorfa se tiene para el consumidor impaciente.

Los consumidores pacientes maximizan su utilidad sujeta a:

$$\begin{aligned} C_t + \frac{k_{c,t}}{A_{k,t}} + k_{h,t} + k_{b,t} + q_t [h_t - (1 - \delta_h) h_{t-1}] + p_{b,t} l_t = & \frac{w_{c,t}}{x_{wc,t}} n_{c,t} + \frac{w_{h,t}}{x_{wh,t}} n_{h,t} \\ + DIV_t \cdot \Phi_t + \left( R_{c,t} + \frac{1 - \delta_{kc}}{A_{k,t}} \right) K_{c,t-1} + (R_{h,t} + 1 - \delta_{kh}) k_{h,t-1} \\ + p_{b,t} k_{b,t} - b_t + \frac{R_{t-1} b_{t-1}}{\pi_t} + (R_{l,t} + p_{l,t}) l_{t-1} \end{aligned} \quad (2)$$

Los consumidores pacientes escogen su consumo  $c_t$ , capital en el sector de bienes de consumo  $k_{c,t}$ , capital en el sector de construcción  $k_{h,t}$ , bienes intermedios (insumos)  $k_{b,t}$  al precio  $p_{b,t}$ , inversión en vivienda  $h_t$  al precio relativo  $q_t$ , tierra  $l_t$ , al precio relativo  $p_{l,t}$ , horas de trabajo en ambos sectores ( $n_{c,t}$ ,  $n_{h,t}$ ) y la cantidad de financiamiento que desean otorgar a los consumidores impacientes  $b_t$ . Los préstamos son ofrecidos en términos nominales y generan un retorno a la tasa  $R_t$ . El término  $A_{k,t}$  captura los choques tecnológicos específicos de la inversión en capital, de modo que representan el costo marginal (en términos de consumo) de producir capital que luego es empleado en el sector de consumo. Los salarios reales están denotados por  $w_{c,t}$  y  $w_{h,t}$ , las tasas reales de renta de los capitales por  $R_{c,t}$  y  $R_{h,t}$  y las tasas de depreciación por  $\delta_{kc}$  y  $\delta_{kh}$ . Los términos  $X_{wc,t}$  y  $X_{wh,t}$  denotan el mark-up (debido a la competencia monopolística en el mercado de trabajo) entre los salarios pagados por las firmas a las uniones de trabajadores y los salarios efectivos  $p_t$  que reciben los consumidores. Finalmente,  $\pi_t = \frac{p_t}{p_{t-2}}$  es la tasa de inflación de los bienes de consumo,  $DIV_t$  son las transferencias de suma-fija que corresponden a los dividendos de las firmas y las uniones, y  $\Phi_t$  denota los costos de ajuste convexos sobre el capital en ambos sectores.

Los consumidores impacientes por su parte no acumulan capital, tampoco son poseedores de la tierra ni de las firmas, luego sus dividendos corresponden a los beneficios percibidos por las uniones. Adicionalmente, el máximo financiamiento  $b_t$  que pueden obtener está dado por la proporción  $m$  (*loan-to-value ratio*) del valor presente de su vivienda. Su restricción presupuestal está dada entonces por:

$$C_t + q_t [h_t - (1 - \delta_h) h_{t-1}] = \frac{w_{c,t}}{x_{wc,t}} n_{c,t} + \frac{w_{h,t}}{x_{wh,t}} n_{h,t} + DIV_t + b_t - \frac{R_{t-1} b_{t-1}}{\pi_t} \quad (3)$$

Su restricción crediticia está dada por:

$$b_t \leq m E_t \left[ \frac{q_{t+1} h_{t+1} \pi_{t+1}}{R_t} \right] \quad (4)$$

**Firmas.** Con el fin de introducir rigideces en los precios de los bienes de consumo, se diferencia entre unas firmas intermedias que producen bienes de consumo al por mayor y vivienda usando dos tecnologías bajo un esquema de competencia perfecta y unas firmas que operan en el sector de consumo bajo competencia monopolística. Las firmas intermedias contratan trabajo, los servicios del capital y bienes intermedios para producir bienes de consumo al por mayor  $Y_t$  y viviendas nuevas  $IH_t$ . Ellas resuelven:

$$\max \Pi_t = \frac{Y_t}{X_t} + q_t IH_t \left( \sum_{i \in \{c, h\}} w_{i,t} n_{i,t} + w'_{i,t} n'_{i,t} + R_{i,t} k_{i,t-1} + p_{b,t} k_{b,t} \right) \quad (5)$$

Donde,  $X_t$  es el markup de los bienes finales sobre las ventas al por mayor. Las tecnologías de producción son:

$$Y_t = (A_{c,t} (n_{c,t}^a n_{c,t}^{1-a}))^{1-\mu_c} k_{c,t-1}^{\mu_c} \quad (6)$$

$$IH_t = (A_{h,t} (n_{h,t}^a n_{h,t}^{1-a}))^{1-\mu_h-\mu_b-\mu_l} k_{h,t-1}^{\mu_h} k_{b,t}^{\mu_b} l_{t-1}^{\mu_l} \quad (7)$$

Donde,  $A_{c,t}$  y  $A_{h,t}$  miden la productividad en el sector de bienes de consumo y construcción, respectivamente. Sobre la senda de equilibrio, un incremento en  $A_{c,t}$  relativo a  $A_{h,t}$  generará un aumento en los precios relativos de la vivienda.

Por su parte las firmas de bienes finales compran los bienes de consumo a las firmas mayoristas al precio  $P_t^w$  en un mercado competitivo, diferencian estos bienes libre de costos y los venden en un mercado minorista al precio  $P_t$  bajo un costo implícito de fijación del precio nominal siguiendo un esquema tipo Calvo ( $\bar{X}_t = \frac{P_t}{P_t^w}$ ). En cada periodo una fracción  $1-\theta_\pi$  de las firmas minoristas fijan sus precios de forma óptima, mientras que una fracción  $\theta_\pi$  los indexan parcialmente a la inflación pasada con una elasticidad igual a  $\iota_t$ . Bajo este esquema es posible obtener esta Curva de Phillips en el sector consumo:

$$\log \pi_t - l_\pi \log \pi_{t-1} = \beta(E_t \log \pi_{t-1} - l_\pi \log \pi_t) - \frac{(1-\theta_\pi)(1-\beta\theta_\pi)}{\theta_\pi} \log \frac{X_t}{\bar{X}} + \log u_{p,t} \quad (8)$$

Donde,  $u_{p,t}$  representa los choques de costos que afectan la inflación, independientes de los cambios en el mark-up.

Los salarios son fijados bajo un esquema similar al descrito antes sobre la fijación de precios. Ambos tipos de consumidores ofrecen trabajo a las uniones de trabajadores, las cuales a su vez diferencian los servicios laborales, fijan los salarios bajo un esquema tipo Calvo y ofrecen estos servicios a las firmas intermedias. Bajo este esquema de fijación de salarios con indexación parcial a la inflación pasada, se obtienen cuatro curvas de Phillips para los salarios; similares a la Curva de Phillips descrita en el mercado de bienes de consumo.

Finalmente, se asume que el banco central fija la tasa de interés  $R_t$  de acuerdo con la Regla de Taylor, de forma tal que la tasa de interés responde gradualmente a los cambios en la inflación y en el producto:

$$R_t = (R_{t-1})^{r_R} \left( \pi_t^{r_\pi} \left( \frac{GDP_t}{G_C GDP_{t-1}} \right)^{r_Y} \bar{r} \right)^{1-r_R} \frac{u_{R,t}}{s_t} \quad (9)$$

Donde,  $\bar{r}$  es la tasa de interés de estado estacionario. El término  $u_{R,t}$  captura los choques no previstos de política monetaria, mientras que el término  $S_t$  representa las desviaciones persistentes de la inflación de su estado estacionario.

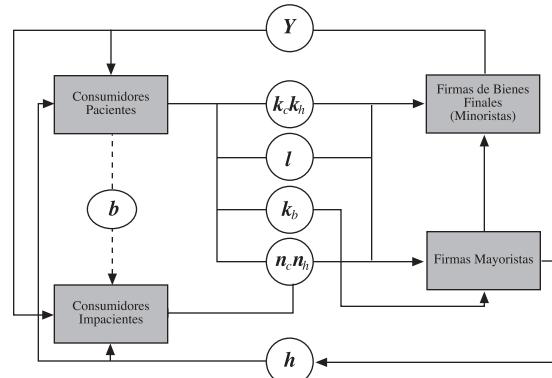
La definición de  $GDP$  suma consumo e inversión. Esto es,  $GDP_t = C_t + IK_t + \bar{q}IH_t$ , donde  $\bar{q}$  denota el precio de la vivienda en estado estacionario, de modo que los cambios en los precios reales de la vivienda no afectan el crecimiento del producto en el corto plazo.

Dado que las variables reales  $Y, c, c', \frac{k_e}{A_k}, k_b$  y  $k_h$  crecen a una tasa común  $G_c$  sobre la senda de crecimiento balanceado, éstas han sido ajustadas para volverlas estacionarias. Por último, es importante resaltar que las variables del modelo están en términos agregados.

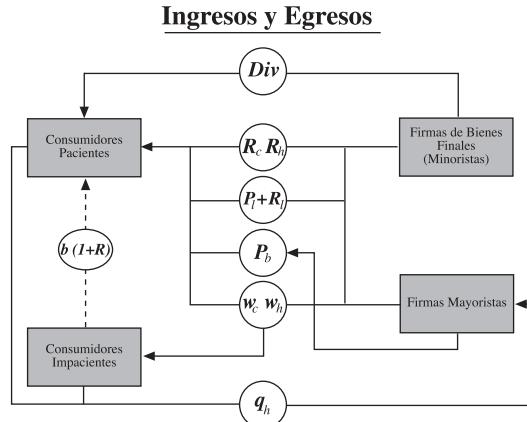
Otra mirada al modelo de Iacoviello y Neri (2008) se puede lograr examinando sus flujos reales y nominales. En la figura 1 se presenta los diagramas de flujos de los mercados (diagrama superior) y de los ingresos y egresos de los agentes en esta economía (diagrama inferior). Los diagramas permiten ver cómo los sectores más importantes dentro del modelo son los hogares y los empresarios, entre ellos se establece una circulación de capital (en sus diferentes formas) y trabajo, factores que son remunerados por su utilización en el proceso productivo. Los agentes pueden invertir en dos tecnologías: una para producir el bien final y otra para producir nuevas viviendas.

**Figura 1. Diagrama de flujos del modelo**

## Oferta y Demanda



Las líneas continuas denotan flujos de variables reales, mientras que las líneas punteadas denotan circulación de fondos nominales.



Las líneas continuas denotan flujos de variables reales, mientras que las líneas punteadas denotan circulación de fondos nominales.

En el modelo una fracción de agentes está sujeta a restricciones de liquidez. En otras palabras, estos agentes quisieran endeudarse más pero no pueden hacerlo por encima del valor real del colateral que pueden ofrecer a los prestamistas. De esa forma, cambios pro-cíclicos en las condiciones financieras de los prestatarios (por ejemplo, incrementos exógenos en los precios de la vivienda) llevan a una amplia disponibilidad de crédito con potenciales efectos reales sobre el resto de la economía. Como se mencionó hay que tener en cuenta también que en el modelo compiten varias perturbaciones como fuente de las fluctuaciones económicas. Una lista ampliada de estos choques es: 1) monetarios, éstos se pueden interpretar como cambios aleatorios en el accionar del banco central. Pueden incluir cambios de política o de inflación objetivo; 2) en la demanda por vivienda, estas perturbaciones pueden provenir de una gran variedad de choques que desplazan la demanda por otros bienes hacia la vivienda, éstos se pueden originar en factores demográficos, cambios en impuestos o cambios puros en las preferencias de los hogares; 3) de productividad, se refiere al mecanismo tradicional de los modelos de equilibrio general que resume el hecho de la existencia de diferentes elementos (mejoramiento de la tecnología, clima etc.) que pueden afectar la producción con niveles de factores que no cambian; 4) de productividad de la inversión, se refiere a inversiones más productivas; 5) de productividad en el mercado de vivienda, se refiere a cambios en la eficiencia relativa en los recursos utilizados para producir vivienda, tales como la

tecnología de construcción; 6) de inflación, por ejemplo debida a incrementos en los precios de la energía y los alimentos como el caso reciente del 2007; 7) de preferencias, los hogares varían su preferencia por el presente, como se explicó en el recuadro 1; 8) de oferta de trabajo, se refiere a cambios en la disponibilidad de trabajar de los hogares.

### 3.2 Calibración de parámetros del modelo

Los valores de los parámetros del modelo fueron calibrados dentro del rango considerado de acuerdo con estimaciones realizadas en otros estudios para la economía colombiana. También se emplearon algunos de los parámetros calibrados por el departamento de modelos macroeconómicos del Banco de la República para el modelo de equilibrio general dinámico y estocástico PATACON (por sus siglas en inglés Policy Analysis Tool Applied to Colombian Needs).<sup>14</sup> Por último, la calibración y estimación de los parámetros se realizó sobre la base de un modelo trimestral para el periodo comprendido entre los años 2000-2006.

En el cuadro 2 se presenta la lista de parámetros del modelo y una descripción general de cada parámetro. La explicación en mayor detalle se presenta a continuación. Para comenzar, la tasa de descuento subjetiva bruta del consumidor paciente ( $\beta$ ) se fijó en un valor de 0,99, lo cual implica una tasa de interés real anual de estado estacionario igual a 4,1%. El factor de descuento intertemporal del consumidor impaciente ( $\beta'$ ) se fijó en 0,95. Como se mencionó en el recuadro 1, los factores de descuento de ambos consumidores son tales que  $\beta' < \beta$ , lo cual implica que para pequeños choques la restricción crediticia (4) se satisface en la igualdad alrededor del estado estacionario. Este valor posee un efecto limitado en la dinámica del modelo, pero garantiza un motivo impaciencia suficientemente grande para que los consumidores impacientes desacumulen riqueza de forma que, alrededor del estado estacionario, su restricción crediticia se satisfaga en la igualdad (véase la discusión al respecto en Iacoviello (2005)).

<sup>14</sup> Una explicación detallada tanto de la base de datos como del modelo teórico se puede encontrar en Mahadeva y Parra (2008) y Parra (2008).

El parámetro  $\epsilon$ , que mide los hábitos en consumo, se fijó en 0,01 para el consumidor paciente, y 0,03 para el consumidor impaciente. El valor establecido para el consumidor paciente fue tomado a partir del parámetro equivalente en el modelo PATACON.<sup>15</sup> Fijar un valor  $\epsilon' > \epsilon$  implica que el consumidor impaciente tiene una mayor persistencia en sus hábitos de consumo que el consumidor paciente, lo cual puede ser visto como un efecto de su impaciencia por el consumo actual. El valor de los parámetros dentro de la especificación de la desutilidad del trabajo ( $\xi, \eta \geq 0$ ) sigue las líneas propuestas por Horvart (2000) y permite cierto grado de asimetría en la movilidad del trabajo entre ambos sectores. Si el coeficiente  $\xi = 0$ , las horas de trabajo en ambos sectores son sustitutas perfectas, por el contrario valores positivos del mismo implican algún grado de especificidad en el trabajo de cada sector que se ve reflejada en los diferenciales de salario en ambos sectores. El coeficiente de elasticidad de sustitución intersectorial del trabajo ( $\xi$ ) fue calibrado a partir de la relación del salario real promedio/hora relativo en el sector construcción y el resto de la economía, para trabajadores asalariados de más de 40 horas a la semana en el sector privado. Los valores fijados fueron 0,32 y 0,33 para el consumidor paciente e impaciente, respectivamente. El coeficiente  $\eta$  que mide el efecto sustitución de un cambio en el salario relativo sobre la oferta de trabajo fue fijado empleando el inverso de la elasticidad de Frish<sup>16</sup> del PATACON. El valor del parámetro fijado para el consumidor paciente fue  $\eta = 0,55$ , mientras que para el consumidor impaciente, el valor fijado fue  $\eta' = 0,52$ . Un valor de  $\eta > \eta'$  implica que el consumidor paciente es más propenso a sustituir ocio por trabajo ante cambios en su salario respecto del consumidor impaciente; lo cual se debe a que el consumidor impaciente deriva sólo ingresos de su salario, mientras que el otro consumidor posee tanto ingresos laborales como financieros.

<sup>15</sup> Se ha verificado que los valores tomados del modelo del Departamento de Modelos Macroeconómicos del Banco de la República para el modelo nuestro correspondan a cifras dentro del rango admisible de acuerdo con estimaciones y calibraciones realizadas en otros estudios para Colombia.

<sup>16</sup> La elasticidad de Frish de la oferta de trabajo captura la elasticidad de las horas trabajadas a una tasa de salarios, dada una utilidad marginal del consumo constante.

Los costos de ajuste están determinados por una función convexa  $\phi_t(\cdot)$  que pondera a través de los coeficientes  $\phi_{kc}$  y  $\phi_{kh}$  la velocidad de ajuste del capital en los sectores consumo y vivienda, respectivamente, ante perturbaciones de la demanda en cada sector. Estos parámetros fueron calibrados evaluando la factibilidad de los impulsos respuesta del modelo. Los valores fijados fueron: 13 para el coeficiente del sector consumo y 10 para el sector de construcción de vivienda. Durante el proceso de calibración de los ponderadores, se encontró que la respuesta de las variables del modelo resultó poco sensible ante cambios significativos en los coeficientes. Este hecho puede conducir quizás a subestimar las rigideces del capital y de este modo a minimizar el efecto riqueza. El valor fijado para el *loan-to-value ratio* (LTV ratio) fue 0,4 que equivale a un nivel de endeudamiento del 40% colateralizable del valor de la vivienda. Nuestra calibración se realizó de acuerdo con los cálculos de la relación préstamo-valor realizados por la Cámara Colombiana de la Construcción (CAMACOL) y el Consejo Privado de Competitividad, y presentados en el estudio de competitividad del año 2007.<sup>17</sup> Por otro lado, Cárdenas y Badel (2003), a partir del avalúo mensual actualizado con el Índice de precios de la vivienda (IPV) calculado por el Departamento Nacional de Planeación (DNP) y el saldo de crédito hipotecario, construyó una serie del LTV ratio para el periodo 1995-1999. El cálculo muestra un incremento persistente del LTV ratio durante todo el periodo, empezando con un valor de 0,25 y alcanzando un valor máximo en 1999 de 0,45.

La participación del capital del sector consumo en la producción agregada ( $\mu_c$ ) se fijó en 0,45, de acuerdo con las estimaciones de Zuleta, Parada y Campo (2008).<sup>18</sup>

<sup>17</sup> Véase la presentación del estudio de competitividad realizado entre CAMACOL y el Consejo Privado de Competitividad: “Competitividad de la actividad constructora de edificaciones: diagnóstico y recomendaciones de política”. Estudios económicos, CAMACOL, marzo 2008. Esta publicación puede ser consultada en: [http://www.camacol.org.co/estudios\\_economicos/presentaciones/Presentaciones.php](http://www.camacol.org.co/estudios_economicos/presentaciones/Presentaciones.php)

<sup>18</sup> Aunque las estimaciones realizadas por Zuleta, Parada y Campo (2008), sobre la participación de los factores, también emplea una forma funcional tipo Cobb-Douglas, ésta no diferencia entre el capital del sector construcción y del sector consumo. Por tal razón, hemos supuesto que la participación del factor capital en la producción agregada no varía significativamente al excluir el capital del sector construcción. Si bien este supuesto puede ser algo arbitrario, hemos visto que la participación de la vivienda en el PIB durante los años 2000-2006 no ha superado el 1,5%, lo cual pone de manifiesto que el capital dedicado a este sector poco afecta la producción agregada.

Por otro lado, las estimaciones de GRECO (2002, cap. 3) indican que un rango para este parámetro se encuentra entre 0,36 y 0,42. Este valor implica que la participación del factor trabajo dentro de la producción agregada es  $1 - \mu_c = 0,55$ . Por el lado de la producción de viviendas se procedió de forma contraria, calibrando en primera instancia la participación del trabajo en la producción de este sector. Dado que el sector de la construcción en Colombia es altamente mano de obra-intensivo, la participación del trabajo en la producción agregada de viviendas ( $1 - \mu_h - \mu_b - \mu_l$ ) se calibró por encima de la participación del trabajo en la producción agregada total, fijando un valor de 0,75. La participación de la tierra en la producción agregada de viviendas ( $\mu_l$ ) se calibró en 0,05 de acuerdo con las estimaciones sobre la participación del capital natural en la producción agregada realizadas por Zuleta, Parada y Campo (2008). Con el fin de no discernir entre la importancia relativa del capital en este sector ( $\mu_h$ ) en contraste con la importancia relativa de los materiales intermedios e insumos<sup>19</sup> ( $\mu_b$ ), se le dio igual ponderación a estos dos factores quedando fijos en 0,1.

Siendo conservadores, la participación de ambos tipos de consumidores en la actividad productiva de cada sector se fijó en  $a = 0,5$ , lo que implica una igual ponderación de cada tipo de consumidor en la producción de cada sector. Han sido pocos los hallazgos de las investigaciones empíricas acerca de la tasa de depreciación de la vivienda en Colombia. Diferentes técnicas aplicadas para otros países indican que las tasas anuales de depreciación de la vivienda oscilan alrededor del 1% - 2,5%. Por ejemplo, investigadores de la Agencia Nacional de Estadísticas de Canadá, empleando el método de declining-balance depreciation (Kostenbauer, 2001), han calculado una tasa de depreciación anual de 1,5% - 1,6%; resultado

<sup>19</sup> Es posible argumentar que si bien el capital en este sector es relativamente más importante que los insumos, debido a su especificidad tanto en la estructura de costos como en su movilidad, también es posible argüir que el precio de los insumos afecta considerablemente la oferta de finca raíz en Colombia, motivo por el cual podría pensarse que la participación de los bienes intermedios puede llegar a ser igual o mayor a la participación del capital.

que es muy similar a los encontrados por otras investigaciones<sup>20</sup> para este país. Por su parte, la Oficina Nacional de Estadísticas del Reino Unido ha incluido la depreciación de la vivienda en su índice de precios (Retail Price Index) desde 1995. Usando técnicas de valoración hedónica y el método de depreciación lineal, han estimado que la tasa de depreciación anual de la vivienda es 1,4% en el Reino Unido. La Oficina de Estadísticas de Suiza ha empleado una tasa de depreciación del 1,4% desde 1980, mientras que las estimaciones de la Oficina de Estadísticas de Finlandia fluctúan en un rango entre 2% - 2,5%. Para el caso estadounidense, la Federal Reserve Archival System for Economic Research reporta tasas de depreciación que oscilan entre el 1% - 2,2% dependiendo del tipo de activo residencial y su vida útil.<sup>21</sup> Basados en la vida útil promedio de una vivienda en Colombia y sus características estructurales fijamos una tasa de depreciación ( $\delta_h$ ) del 2,2% anual que equivale al 0,55% trimestral. Adicionalmente, encontramos que para el caso colombiano el trabajo de López (2004) emplea una tasa de depreciación anual igual a 2,5%. Se realizaron simulaciones del valor real del acervo de vivienda con tasas que fluctuaban entre 2% - 2,5%. Se encontró que las diferencias en el valor real del stock de vivienda no superaron el 4,6% en ningún caso. Las tasas de depreciación del capital en el sector consumo ( $\delta_{kc}$ ) y construcción ( $\delta_{kh}$ ) se fijaron en 12,9% anual (equivalente al 3,2% trimestral) para ambos casos de acuerdo con los cálculo de Pombo (1999).<sup>22</sup>

Para la calibración de la tasa neta de crecimiento de la productividad per cápita en el sector consumo ( $\gamma_{AC}$ ), se empleó como proxy el crecimiento promedio del ingreso real per cápita de los hogares. El valor fijado fue 0,55%. Dado que en el modelo el consumo en el largo plazo se financia totalmente con los ingresos

<sup>20</sup> Véase Couillard (1977) y Chinloy (1980).

<sup>21</sup> Federal Reserve Archival System for Economic Research (July 1997). “Survey of Current Business”. <http://fraser.stlouisfed.org/publications/SCB/1997/issue/2315>.

<sup>22</sup> La depreciación corresponde al promedio de las depreciaciones contables observada en la Encuesta Anual Manufacturera (EAM) que realiza el DANE, de los sectores de producción de alimentos (311-314) y textiles (321-324) según la Clasificación Industrial Internacional Uniforme (CIIU). En esta investigación tratamos ambos tipos de capital indistintamente.

laborales, la tasa de crecimiento del consumo sobre la senda de crecimiento balanceado ( $G_c$ ) se fijó de igual forma en 0,55%.<sup>23</sup> La tasa de crecimiento del capital en el sector consumo ( $G_k$ ) se calibró a partir de la tasa bruta de crecimiento de la inversión correspondiente a la formación de capital en el sector de producción de alimentos y textiles ajustada por la tasa de depreciación del capital. El valor fijado fue 0,6%. La tasa de crecimiento del acervo de vivienda ( $G_h$ ) se calibró en 0,6% según la tasa promedio de crecimiento del acervo de vivienda estimado en esta investigación. La tasa de crecimiento de los precios de la vivienda ( $G_Q$ ) se fijó en 0,5% de acuerdo con el crecimiento trimestral promedio del IPV. En cuanto a la probabilidad de que las firmas no ajusten sus precios ( $\theta \pi$ ), se utilizó un valor de 0,85 de acuerdo con el valor fijado para el PATACON y las estimaciones de Bejarano (2005). Valores similares se ajustaron para las rigideces de salarios en los sectores construcción ( $\theta_{wh}$ ) y consumo ( $\theta_{wc}$ ).

En la regla de política el coeficiente para la ponderación de la inflación ( $r_\pi$ ) se fijó en 1,5; y el coeficiente de feedback de la tasa de interés ( $r_R$ ), en 0,7, según los valores calibrados para el PATACON y aquel fijado en López (2004). El peso de la actividad económica ( $r_Y$ ) se calibró en 0,45 mostrando que el crecimiento del producto agregado es importante, pero que el objetivo de inflación es más relevante en la meta del Banco Central.

La elasticidad a la inflación pasada en la Curva de Phillips del sector consumo ( $c_\pi$ ) se calibró en 1, al igual que las elasticidades en las curvas de Phillips para los salarios en cada sector. El valor fijado para  $l_\pi$  implica una alta persistencia de la inflación ante choques y corresponde a las estimaciones realizadas para el PATACON. Por último, los valores para las persistencias de los choques y los procesos estocásticos exógenos fueron calibrados en orden de obtener respuestas de las variables del sistema razonables ante choques comunes de política monetaria, oferta y demanda en cada sector.

<sup>23</sup>No obstante, la tasa de crecimiento (trimestral) promedio del consumo per cápita durante el periodo 2000- 2006 fue 0,6%.

**Cuadro 2. Parámetros calibrados del modelo**

Hogares		
Parámetro	Calibración	Descripción
$\beta$	0,99	Factor de descuento intertemporal (Hogar paciente)
$\beta'$	0,95	Factor de descuento intertemporal (Hogar impaciente)
$m$	0,3	Loan-to-Value Ratio
$\delta_{kc}$	0,032	Tasa de depreciación del capital en el sector consumo
$\delta_{kh}$	0,032	Tasa de depreciación del capital en el sector vivienda
$\delta_h$	0,0055	Tasa de depreciación de la vivienda
$\eta$	0,55	Elasticidad de sustitución intertemporal del trabajo (Hogar paciente)
$\eta'$	0,52	Elasticidad de sustitución intertemporal del trabajo (Hogar impaciente)
$\varepsilon$	0,01	Hábitos de consumo (Hogar paciente)
$\varepsilon'$	0,03	Hábitos de consumo (Hogar impaciente)
$\varnothing_{kc}$	13	Parámetro de escala de la función de costo de ajuste del capital en el sector consumo
$\varnothing_{kh}$	10	Parámetro de escala de la función de costo de ajuste del capital en el sector vivienda
$\xi$	0,32	Elasticidad de sustitución intersectorial del trabajo (Hogar paciente)
$\xi'$	0,33	Elasticidad de sustitución intersectorial del trabajo (Hogar impaciente)
Firmas		
$\mu_c$	0,45	Participación del capital en el sector consumo
$\mu_h$	0,10	Participación del capital en el sector vivienda
$a$	0,5	Participación del trabajo del hogar paciente en la producción
$\mu_l$	0,05	Participación de la tierra en la producción de bienes de consumo
$\mu_b$	0,10	Participación del capital de bienes intermedios
Regla de política		
$r_R$	0,7	Suavizamiento de tasa de interés en R. de Taylor
$r_\pi$	1,5	Peso de la inflación en R. de Taylor
$r_Y$	0,45	Peso de la actividad económica en R. de Taylor
Precios y salarios		
$l_\pi$	1	Elasticidad de la inflación presenta a la inflación pasada
$\theta_\pi$	0,85	Proporción de firmas que indexan sus precios
$\theta_{wc}$	0,85	Proporción de firmas que indexan los salarios en el sector consumo parcialmente a la inflación pasada
$\theta_{wh}$	0,85	Proporción de firmas que indexan los salarios en el sector vivienda parcialmente a la inflación pasada
$l_{wc}$	1	Elasticidad del salario en el sector consumo a la inflación pasada
$l_{wh}$	1	Elasticidad del salario en el sector vivienda a la inflación pasada
Tasas de crecimiento balanceado		
$G_c$	0,0055	Tasa de crecimiento del consumo sobre la senda de crecimiento balanceado
$G_k$	0,006	Tasa de crecimiento del capital en el sector consumo sobre la senda de crecimiento balanceado
$G_Q$	0,005	Tasa de crecimiento de los precios de la vivienda sobre la senda de crecimiento balanceado
$G_h$	0,006	Tasa de crecimiento del stock de vivienda sobre la senda de crecimiento balanceado
Choques y procesos estocásticos		
$YAC$	0,0055	Tasa neta de crecimiento tecnológico en el sector consumo
$\rho_j$	0,8	Persistencia del choque en las preferencias de la vivienda
$\rho_r$	0,8	Persistencia del choque en la desutilidad del trabajo
$\rho_z$	0,8	Persistencia del choque en las preferencias (Factor de descuento)

$\rho_s$	0,8	Persistencia del choque en la inflación objetivo
$u_k \sim N(0, \sigma_{R^2})$	0,025 (Desv.Std.)	Choque monetario
$u_p \sim N(0, \sigma_{P^2})$	0,01	Choque en los costos de producción
$u_c \sim N(0, \sigma_{AC^2})$	0,01	Choque tecnológico en el sector consumo
$u_v \sim N(0, \sigma_{AH^2})$	0,01	Choque tecnológico en el sector vivienda
$u_x \sim N(0, \sigma_{AK^2})$	0,01	Choque tecnológico en la inversión específica en capital
$u_f \sim N(0, \sigma_{f^2})$	0,01	Choque en las preferencias de la vivienda
$u_z \sim N(0, \sigma_{z^2})$	0,01	Choque en las preferencias (Factor de descuento)
$u_r \sim N(0, \sigma_{r^2})$	0,01	Choque en la desutilidad del trabajo
$u_s \sim N(0, \sigma_{s^2})$	0,01	Choque en la inflación objetivo

### 3.3 Validación del modelo

En principio, la calibración de parámetros de un modelo de equilibrio general, con base en hallazgos de investigaciones empíricas, es difícil y en ocasiones puede conducir a obtener resultados precarios y sujetos a crítica. Con todo, dado que el modelo sólo lo estamos empleando para intentar explicar las fricciones del mercado de vivienda y su importancia relativa en la actividad económica agregada colombiana, se realizó un ejercicio de validación que pudiera soportar el ejercicio de calibración y los resultados derivados del modelo.<sup>24</sup> Se estimó una versión básica de una regresión del consumo contra la inversión real en vivienda rezagada empleando datos observados (trimestrales) para una muestra de 1988- 2006.<sup>25</sup> Los resultados muestran que el efecto marginal de la inversión en vivienda sobre el consumo es igual a (error estándar entre paréntesis) 0,181 (0,056). El cuadro 3 detalla algunas estadísticas relevantes de la regresión:

**Cuadro 3. Regresión ajustada a los datos**

Regresión estimada (std. error)

$$C_t = 0,0004 + 0,181 IH_{t-4} + \hat{\epsilon}_t$$

(0,0003) (0,056)

Muestra: 1988 - 2006

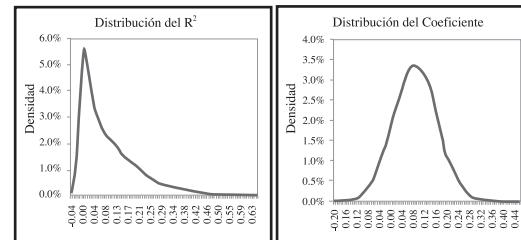
Observaciones: 75

	Valor
R <sup>2</sup>	0,129
Suma de cuadrados de los residuos	0,037
Jarque-Bera (p-valor)	0,808 (0,667)
Ljung-Box Q(72-4) (p-valor)	9,323 (0,054)

Fuente: Cálculos propios

De forma análoga, con el fin de derivar la distribución asintótica del coeficiente del efecto marginal de la inversión en vivienda sobre el consumo y del R<sup>2</sup> se ajustó 10.000 veces la misma regresión del consumo sobre la inversión en vivienda empleando muestras de 75 observaciones a partir de datos simulados del modelo.<sup>26</sup> Las distribuciones se muestran en el gráfico 4:

**Gráfico 4. Densidades asintóticas del R<sup>2</sup> y el efecto marginal de la inversión en vivienda sobre el consumo**



El cuadro 4 muestra algunas estadísticas asociadas a cada densidad. Se observa que el  $R^2 = 0,13$  de la regresión ajustada a los datos se aproxima bastante a la media de la distribución asintótica, además está contenido en el intervalo de confianza, por cuanto son estadísticamente iguales. Por otro lado, el coeficiente del efecto marginal de la inversión en vivienda sobre el consumo ajustado a los datos es  $\hat{\theta} = 0,18$ , que si bien no coincide con la media (o la moda) de la distribución asintótica, está contenido en

<sup>24</sup> Si bien el modelo debe responder a las caracterizaciones de otros fenómenos de la economía originados en otros mercados debido a su carácter de equilibrio general, aquí sólo nos preocupamos por los resultados del mercado de vivienda. No obstante, la calibración se realizó con base en los hechos estilizados de toda la actividad económica colombiana y se verificó la coherencia de los resultados obtenidos a través del análisis de los impulsos repuesta para las demás variables del modelo y ante diversos choques de oferta y demanda.

<sup>25</sup> Las variables están tomadas como desviaciones porcentuales de su tendencia, para lo cual se empleó el Filtro de Hodrick-Prescott. Las variables son estacionarias.

<sup>26</sup> Las variables del modelo corresponden a desviaciones del estado estacionario, por cuanto son estacionarias.

el intervalo de confianza del 95%. Este ejercicio ilustra que las relaciones entre el consumo y la finca raíz son capturadas por el modelo.

**Cuadro 4. Estadísticas de las distribuciones asintóticas**

Estadística	R <sup>2</sup>	Coeficiente
Media	0,099	0,089
Moda	0,013	0,087
Desviación Estándar	0,101	0,077
Intervalo Confianza 95% [0,0008 , 0,3073][-0,0367 , 0,2180]		

Fuente: *Cálculos propios*

Otra característica importante que el modelo debería ser capaz de replicar es la importancia del consumo y la inversión en vivienda en el producto agregado de la economía. El cuadro 5 muestra la participación del consumo y la inversión en vivienda como porcentaje del PIB. Nótese que las participaciones del modelo, aunque no son completamente iguales a las observadas en los datos (no tienen por qué serlo), se aproximan bastante bien a estos valores.

**Cuadro 5. Participación de los componentes del gasto en el PIB**

Participación	Observada*	Modelo**
Consumo Real Total***	71,3%	69,0%
Consumo Real Hogares	55,2%	
Inversión Real Vivienda	1,7%	1,5%

\* Las participaciones observadas se construyeron a partir del promedio trimestral para el periodo 2000-2006.

\*\* Las participaciones del modelo se construyeron a partir de los valores de estado estacionario de las variables.

\*\*\* El consumo total está conformado por el consumo de los hogares, las entidades sin ánimo de lucro (ISFLSH) y el gobierno.

Fuente: Cuentas nacionales (DANE). Cálculos propios

#### 4. Resultados del modelo

Como se afirmó arriba, las aplicaciones estándar de los modelos de ciclo de vida de ahorro y consumo llevan a que todas las fuentes de incremento en la riqueza (acciones, vivienda y otros activos) tengan un efecto positivo sobre el consumo de los hogares; efecto que se deriva de una propensión marginal a consumir de largo plazo ligeramente superior a la tasa de interés. El mecanismo por medio del cual se produce el efecto riqueza en vivienda sería: una política monetaria contraccionista o, en otras palabras, un aumento de la tasa de interés de intervención del banco central desestimula la demanda por vivienda.

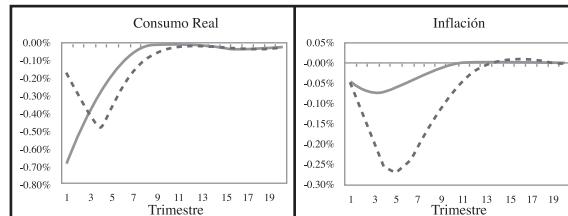
Con esto se produce una reducción en los precios de la vivienda. Como resultado del descenso en los precios, se presenta una disminución en el valor de la vivienda lo cual desincentiva el consumo y la demanda agregada. El modelo calibrado para Colombia recoge la anterior causalidad, con lo cual la importancia de la vivienda como mecanismo de transmisión de la política monetaria adquiere toda su dimensión. En el gráfico 5 se presentan los impulsos-respuesta de las variables de interés del modelo cuando se presenta un choque negativo de política monetaria.<sup>27</sup> En esta economía los precios reales de la vivienda caen con el incremento de 25 puntos básicos de la tasa de interés nominal trimestral, los precios permanecen por debajo de la línea de referencia por unos ocho trimestres. Nótese que la caída en los precios de la vivienda es mayor que la caída en el nivel general de precios, mostrando la mayor volatilidad del valor de este activo. No obstante, el mayor impacto de la política monetaria sobre los precios de la vivienda, éstos se recuperan más rápidamente que el nivel general de precios.

Al igual que los precios, todos los componentes de la demanda agregada caen; la inversión en vivienda es la que presenta una mayor caída (alrededor de 3% en la respuesta trimestral), le siguen la inversión en capital (1,1% trimestral) y el consumo (0,7% trimestral). A diferencia de las respuestas trimestrales, las respuestas anuales muestran un comportamiento más gradual y con mayor persistencia en el comportamiento dinámico de las variables. Las respuestas anuales ante un choque de un punto porcentual en la tasa de interés muestran que los precios de la vivienda responden más que los precios generales de la economía, pero con menos persistencia. Mientras en su punto más bajo, los precios de la vivienda se acercan al 0,4%, la inflación se acerca al 0,3%. Además, la inflación posee una duración esperada de recuperación ante el choque de 14 trimestres, a diferencia de los precios de la vivienda, los cuales se recuperan aproximadamente en el séptimo trimestre. El consumo por su parte alcanza su punto más bajo en el cuarto trimestre con un valor cercano

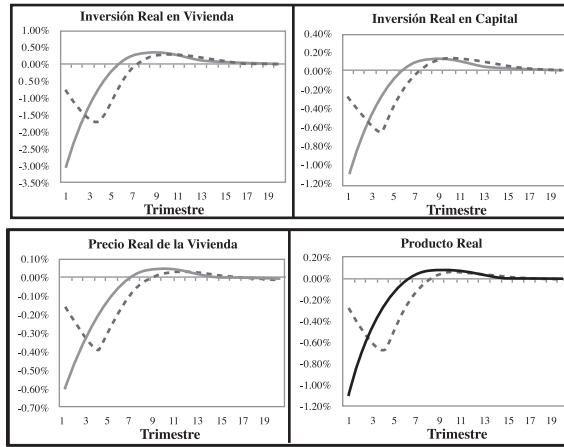
<sup>27</sup> Impulsos respuesta de las variables del modelo ante un choque i.i.d. de política monetaria correspondiente 25 puntos base trimestral (equivalente a 1pp. anual) en la tasa de interés nominal.

al 0,45%. La inversión real en vivienda, al igual que el consumo alcanza su punto mínimo en el cuarto trimestre, pero a diferencia de este último el efecto de la política monetaria sobre ella es mayor (alrededor de 1,7%). Si bien el efecto de la política monetaria sobre la inversión en vivienda es de un tamaño considerable respecto al consumo, hay que recordar que la participación del consumo en la actividad económica es aproximadamente 70%, mientras que la participación de la inversión en finca raíz es apenas el 1,5%. En el trabajo original de Iacoviello y Neri (2008) se aclaran dos puntos importantes con relación a resultados similares a los encontrados para Colombia: 1) las rigideces nominales y los efectos colaterales amplifican la respuesta del consumo a un choque monetario; 2) por el contrario, la respuesta sobre los dos tipos de inversión se ve marginalmente afectada por la presencia de restricciones en el colateral. Una explicación a lo anterior se encuentra en que: i) en el modelo no existen restricciones financieras para las firmas; y ii) las rigideces salariales juegan un papel importante en la inversión en vivienda. La inversión en vivienda es muy sensible únicamente con presencia de rigideces salariales. En particular, la inversión en vivienda cae cuando los precios de la vivienda caen con relación a los salarios.

**Gráfico 5. Respuesta de las variables del modelo ante un choque de política monetaria equivalente 25 p.b. (1 p.p.) en la tasa de interés nominal trimestral (anual)<sup>28</sup>**



<sup>28</sup> En el gráfico 5 se presentan tanto las respuestas trimestrales de las variables del sistema ante un choque de política monetaria correspondiente 25 puntos base en la tasa de interés nominal trimestral, como las respuestas anuales (de frecuencia trimestral) ante un choque equivalente de 1 punto porcentual en la tasa de interés nominal anual.



— Respuesta trimestral ······ Respuesta anual

## 5. El efecto riqueza de la finca raíz y sus canales de trasmisión asociados

En la sección anterior se describieron los efectos sobre el consumo de un choque de política monetaria. Dichos efectos se producen en un ambiente en el cual todos los mecanismos de trasmisión del modelo afectan la dinámica de la respuesta de los agentes a los choques. No obstante, el objetivo de esta sección es analizar aisladamente los canales asociados con el efecto riqueza de la finca raíz sobre el consumo. En esta sección se examina el canal del efecto riqueza de la finca raíz, el canal de oferta de vivienda y por último el canal de crédito y hoja de balance.

### 5.1 El efecto riqueza

El efecto riqueza se debe a que niveles elevados en la tasa de interés hacen que el futuro se descuento en una mayor proporción, de modo que el valor presente de los recursos de toda la vida decrece (Fernández-Corugedo, 2004). Como consecuencia de la caída en el ingreso permanente (definido como la proporción  $\lambda_t$  de la riqueza presente y futura esperada), el consumo presente disminuye. De este modo, el efecto riqueza se presenta cuando un cambio en la tasa de interés inducido por la política monetaria conduce a un cambio permanente, no anticipado en la riqueza real, que afecta a su vez el consumo de los hogares. En este sentido, es pertinente la pregunta: ¿Cómo sería posible aislar el efecto de la política monetaria sobre

el consumo, actuando a través de la riqueza real? Un ejercicio comparativo es una alternativa conveniente para responder a la anterior inquietud. Como se mencionó, en nuestra economía el canal de crédito actúa explícitamente a través de la restricción crediticia de los agentes impacientes (ecuación (4) del recuadro 1), el cual puede ser anulado haciendo que el parámetro del *loan-to-value* ( $m$ ) sea igual a cero. De este modo, es posible evaluar la respuesta del consumo ante un choque de política monetaria cuando el canal está funcionando, es decir, cuando el valor calibrado de  $m$  es positivo y compararla con la respuesta del consumo en una situación en la cual  $m = 0$ . Esta alternativa es viable sólo si es posible aislar un efecto de otro, apagando el canal de transmisión que se desea analizar. Sin embargo, para el caso del canal por el cual la política monetaria afecta al consumo a través de la riqueza, no se puede modificar un parámetro determinado. Con esto, no es posible aislar un efecto del otro: la relación entre consumo y riqueza no es una función de un solo parámetro, sino que, por el contrario, en un modelo de equilibrio general como el utilizado en este trabajo, la propensión marginal del consumo (PMC) es una combinación no lineal de diferentes parámetros y variables. Por tal motivo, si se hace que la propensión marginal a consumir sea cero se afectan necesariamente otros mecanismos del modelo, con lo cual el efecto aislado no se recoge totalmente. Existe una alternativa viable: la estimación de una forma reducida para la relación entre el consumo y la riqueza real, a partir de un ejercicio econométrico empleando datos simulados del modelo. Para entender este argumento, se deriva una forma reducida de la relación descrita:

$$C_t = \lambda_t (W_t + HW_t) \quad (10)$$

Donde,  $\lambda_t$ , es la propensión marginal a consumir,  $W_t = q_t (h_t + h_t')$ , es la riqueza real total representada en activos (acervo de vivienda en este caso) y, es la riqueza humana (constituida por la suma descontada de todos ingresos laborales presentes y futuros). Si bien aquí no se deriva una expresión explícita de la relación (10) (dado que se tiene dos tipos de consumidores), una expresión muy parecida debería existir para nuestro modelo,<sup>29</sup> dada la forma funcional

de la utilidad de los consumidores y sus restricciones presupuestarias. Derivando a ambos lados con respecto a la tasa de interés, se obtiene una expresión que descompone la respuesta del consumo entre el efecto riqueza de la vivienda, el efecto de riqueza humana y el efecto de las tasas de interés directos (expresado como una combinación del efecto ingreso y sustitución).

$$\frac{\partial C_t}{\partial r} = \underbrace{\lambda_t \frac{\partial W_t}{\partial r} + \lambda_t \frac{\partial HW_t}{\partial r}}_{\text{Efecto Riqueza}} + \underbrace{(W_t + HW_t) \frac{\partial \lambda_t}{\partial r}}_{\text{Efecto Ingreso + sustitución}} \quad (11)$$

Sea  $\tilde{X}_t = \log \tilde{X}_t - \log X$  la desviación logarítmica de su estado estacionario de la variable  $\tilde{X}_t$ , donde el símbolo tilda ( $\sim$ ) indica que la variable ha sido transformada para que sea estacionaria. La ecuación (11) puede ser expresada como:

$$\begin{aligned} \tilde{C}_t &= \frac{W}{W + HW} \tilde{w}_t + \frac{HW}{W + HW} h \tilde{w}_t + \tilde{\lambda}_t \\ \Rightarrow \tilde{C}_t &= \lambda \frac{W}{C} \tilde{w}_t + \frac{HW}{W + HW} h \tilde{w}_t + \tilde{\lambda}_t \\ \Rightarrow \tilde{C}_t &= \Phi \tilde{w}_t + e_t \quad (12) \end{aligned}$$

Entonces, empleando la relación (12) podemos estimar una regresión con datos artificiales del modelo, del consumo agregado sobre la riqueza real total representada en activos (finca raíz), ambos en desviaciones logarítmicas del estado estacionario. El coeficiente estimado para  $\Phi$  multiplicado por  $\frac{c}{w}$  nos daría un valor para la propensión marginal del consumo. Se realizó el ejercicio econométrico anteriormente descrito considerando solamente choques de política monetaria en las simulaciones de los datos artificiales. En cada regresión se emplearon muestras de 10.000 observaciones y el experimento se repitió de igual forma 10.000 veces. Esto con el objeto de que los resultados no sean alterados por problemas de muestra pequeña, ruido en las series y efectos de otros choques. El cuadro 6 ilustra algunas estadísticas descriptivas de las distribuciones asintóticas estimadas para el coeficiente de determinación ( $R^2$ ) y el coeficiente del efecto marginal

<sup>29</sup> Una expresión explícita puede ser encontrada en el modelo más sencillo expuesto en el trabajo de Iregui y Melo (2009).

(Φ). Encontramos que el valor estimado para el coeficiente Φ fue un poco más de uno con una desviación estándar muy reducida, lo cual no es consistente con cualquier estimación de la propensión marginal del consumo. Además, el  $R^2$  de la ecuación fue muy alto (cerca de 1, también con una desviación estándar muy pequeña). Si estos resultados encontrados fuesen adecuados, indicarían que más del 95% de las variaciones del consumo estarían asociadas a cambios en la riqueza en vivienda de los hogares.

**Cuadro 6. Estadísticas de las distribuciones asintóticas**

	Φ	$R^2$
Media	1,052	0,980
Moda	1,053	0,980
Desviación estándar	0,002	0,00025

Fuente: Cálculos propios

Como afirma Carroll (2004) el problema con este ejercicio econométrico, al igual que con otros del mismo estilo, es que los cambios en la tasa de interés afectan no solamente al consumo directamente, sino también por medio de la riqueza. En términos más formales, esto quiere decir que el residuo de la ecuación (12) está correlacionado con las desviaciones de la riqueza real. Nuestro ejercicio econométrico ha servido también para mostrar que la sencilla observación de la caída en el consumo y precios de la finca raíz después de una política monetaria contractiva no es suficiente para afirmar que esto se debe al efecto riqueza tal como se ha interpretado en los modelos estructurales. Una última alternativa para cuantificar el efecto riqueza de la vivienda en Colombia es recurrir nuevamente a la ecuación (10) expresada en estado estacionario:

$$C = \lambda(W + HW)$$

$$\Rightarrow \lambda = \frac{C}{(W + HW)}$$

Si dividimos el numerador y del denominador de la expresión para la PMC en estado estacionario por el producto de estado estacionario, podemos interpretar esta ecuación en términos de las participaciones

individuales de cada componente en el producto de la economía:

$$\Rightarrow \lambda = \frac{C/Y}{(W/Y + HW/Y)} \quad (13)$$

A partir de la expresión (13) es posible estimar la propensión marginal del consumo y de este modo cuantificar el efecto que poseen los cambios en la riqueza sobre el consumo. No obstante, esta estrategia implica poder derivar una expresión para la riqueza en vivienda ( $W$ ) y humana ( $HW$ ) en estado estacionario o al menos para sus participaciones dentro del producto agregado. A partir de la definición de inversión en finca raíz es posible construir una expresión para la riqueza en vivienda en el estado estacionario. La ley de movimiento de la finca raíz es:

$$IH_t = W_{t-1} (1 - \delta_h) W_t - I$$

En el estado estacionario, se tiene:

$$IH = W - (1 - \delta_h)W$$

$$IH = \delta_h W$$

$$W = \frac{IH}{\delta_h}$$

$$\frac{W}{Y} = \frac{1}{Y} \frac{IH}{\delta_h} \quad (14)$$

Por otro lado, una opción simple para calcular la riqueza humana es asumir que el ingreso real crece a la tasa de crecimiento de la productividad en el sector de bienes de consumo, de esta forma la riqueza humana puede ser expresada como:

$$HW = Y \left( \frac{(1 + R)}{(1 + R) - (1 + \gamma_{AC})} \right)$$

$$\frac{HW}{Y} = \frac{1 + R}{R - \gamma_{AC}} \quad (15)$$

Donde,  $\gamma_{AC}$  denota la tasa de crecimiento de la productividad en el sector consumo.

Si bien, en nuestro modelo existe una expresión para la tasa de interés real de estado estacionario ( $R$ ), ésta no es directamente comparable con algún tipo de información disponible para Colombia. Por este motivo es conveniente expresar la Ecuación (15) de forma que los parámetros que la conforman hayan sido calibrados a la luz de información disponible. La expresión (15) puede ser reescrita como:

$$\frac{HW}{Y} = \frac{1 + \tilde{\beta} + \gamma_{AC}}{\tilde{\beta}} \quad (16)$$

Donde  $\tilde{\beta} = \frac{1}{\beta} - 1 - \gamma_{AC}$  es la tasa de descuento subjetivo efectiva neta.

A partir de las expresiones (13), (14) y (16) se tiene que la propensión marginal a consumir en el estado estacionario es  $\lambda = 0,0003$ , lo cual equivale a una PMC anual igual a 0,012. El cuadro 7 muestra los valores individuales empleados para el cálculo de la PMC a partir de las ecuaciones (14) y (16).

Cuadro 7. Valores empleados en el cálculo de la PMC<sup>30</sup>

Componente	Valor
Tasa de depreciación de la vivienda ( $\delta_h$ )	0,0055
Tasa de descuento subjetivo ( $\beta$ )	0,9900
Tasa de crecimiento de la productividad ( $\gamma_{AC}$ )	0,0055
Participación del consumo en el producto (C/Y)	0,6904
Participación de la riqueza en vivienda en el producto (w/Y)	2,7176
Participación de la riqueza humana en el producto (HW/Y)	219,5389
Propensión marginal a consumir ( $\lambda$ )	0,0031

Fuente: Cálculos propios

Este resultado implica que un incremento permanente no previsto de la riqueza real total en \$100.000 pesos conlleva un aumento del consumo anual agregado de \$1.200 pesos. Estimaciones realizadas para diferentes países de la Unión Europea, Canadá y Estados Unidos indican que la PMC anual de éstos oscila alrededor de 0,02 - 0,085 (véase Altissimo et al (2005) y Carroll

(2004)), lo cual revela que en Colombia el efecto riqueza es relativamente pequeño, dado que se encuentra por debajo del rango común observado. A partir del cuadro 7 se puede inferir que la causa de una PMC tan pequeña se debe a la alta participación de la riqueza humana en el ingreso. De acuerdo con las estimaciones de Macklem (1997) la riqueza humana en Canadá es en promedio 63 veces más grande que el ingreso trimestral, mientras que su PMC anual de largo plazo es 0,085 (véase Altissimo et al (2005)). Esto ilustra que la propensión marginal a consumir es altamente sensible al peso relativo de la riqueza dentro del producto. Una explicación acerca de la mayor importancia relativa de la riqueza humana se puede encontrar en la forma como los hogares perciben el riesgo. Una tasa de retorno mayor que la tasa de interés real de largo plazo libre de riesgo (o tasa de descuento subjetivo efectiva neta) ( $R > \beta$ ) implica que niveles bajos de aversión al riesgo (es decir, una tasa alta de sustitución intertemporal del consumo ( $\sigma \geq 1$ )) están asociados con valores pequeños en la PMC.<sup>31</sup> Mientras que para Colombia, Iregui y Melo (2009) estimaron que la elasticidad de sustitución oscila entre 0,405 - 0,445 en este modelo se ha supuesto que la función de utilidad del consumo es logarítmica, de modo que la elasticidad intertemporal de sustitución es igual a uno, hecho que puede llevar a subestimar la PMC. Para ver esto, reescribamos la expresión (16) en su forma más general:

$$\frac{HW}{Y} = \frac{1 + \tilde{\beta} + \left(\frac{1}{\sigma}\right) \gamma_{AC}}{\tilde{\beta} + \left(\frac{1}{\sigma} - 1\right) \gamma_{AC}} \quad (17)$$

Note que si  $\sigma = 1$ , obtenemos la ecuación (16), en cuyo caso la estimación de la PMC anual es 0,12. Ahora bien, si empleamos la estimación de Iregui y Melo (2009) más consistente con este modelo, es decir,  $\sigma = 0,445$ , la relación riqueza-humana/Ingreso ( $HW/Y$ ) sería igual a 86,14 en cuyo caso obtendríamos una propensión marginal a consumir en el estado estacionario igual a 0,008, equivalente a una PMC anual de 0,032. Este resultado ilustra, como ya lo habíamos enunciado, que la propensión marginal a consumir resulta ser muy sensible al valor de la elasticidad de sustitución intertemporal del consumo y así mismo al valor de la participación de la riqueza

<sup>30</sup> La participación de la riqueza en vivienda calculada a partir de los valores de estado estacionario del modelo no es directamente comparable con los datos presentados en el cuadro 1, ya que estas relaciones provienen de datos anuales a precios corrientes, mientras que los datos presentados en el cuadro 7 son reales y trimestrales. No obstante, a partir de la información en Cuentas Nacionales suministrada por el DANE y el acervo de riqueza en vivienda construido y descrito en la sección 2.3, se encontró que la riqueza en vivienda observada trimestral promedio como proporción del PIB trimestral (desestacionalizado) para el periodo 2000-2006 fue 308%.

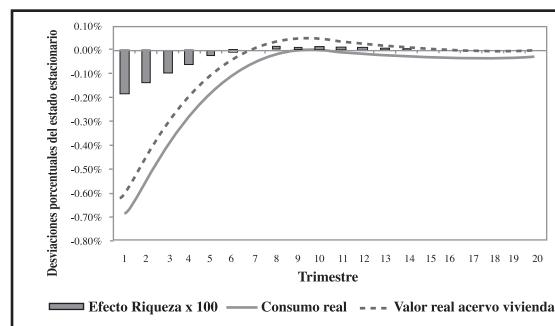
<sup>31</sup> Para una explicación más extensa y detallada de este hecho véase Altissimo et al (2005).

humana en el producto. Como ya vimos, aunque la propensión marginal a consumir depende estrechamente de la elasticidad de sustitución, Colombia sigue estando en la parte inferior del rango de PMC observado para otros países. Nótese que la expresión (10) implica que el efecto riqueza en finca raíz es exactamente igual al efecto riqueza humana, de modo que cambios en cualquiera de los dos tipos de riqueza resultan en variaciones semejantes en el consumo. Sin embargo, la PMC puede diferir entre los componentes de la riqueza; especialmente si la participación de cada componente en la riqueza total es diferente y favorece mucho más a uno que a otros.<sup>32</sup>

Suponiendo que las desviaciones de la PMC de su estado estacionario son muy pequeñas y empleando la ecuación (11), sabemos que el efecto riqueza de la vivienda está definido como:  $\lambda \frac{\partial W_t}{\partial r}$ , donde  $\lambda$  es la propensión marginal a consumir y  $\frac{\partial W_t}{\partial r}$  es la respuesta de la riqueza real en vivienda ante un choque de política monetaria. El gráfico 6 muestra la contribución porcentual del efecto riqueza de la finca raíz a las desviaciones del consumo de su estado estacionario ante un choque de política monetaria contractiva.<sup>33</sup> El gráfico muestra que durante los primeros seis trimestres la contribución porcentual del efecto riqueza a las variaciones del consumo agregado ante un incremento de la tasa de interés refuerza el efecto negativo sobre el consumo, mientras que durante los trimestres posteriores el efecto es positivo. Esto se debe a que el valor del acervo de riqueza en finca raíz se recupera más rápido ante el choque de política, que el mismo consumo, por tanto después de algún tiempo, mientras el consumo sigue deprimido, el valor de la finca raíz se ha recuperado por completo. Por otro lado, se observa que los efectos temporales son muy asimétricos. Mientras que los efectos negativos tienen una duración esperada de tan sólo 6 trimestres, los efectos positivos son más duraderos y además poseen un efecto menos pronunciado, alcanzando un aporte máximo (positivo) de 0,00014%. A diferencia de la interpretación que se le ha dado a los resultados de los modelos estructurales, vemos que el efecto riqueza si bien posee un impacto negativo sobre el consumo frente a choques de política monetaria contractiva, éste es poco duradero (6 trimestres). Por el contrario, gracias a la rápida recuperación del valor de la finca raíz, al cabo de 7 trimestres el efecto

riqueza comienza a contrarrestar los efectos negativos de la política monetaria sobre el consumo que operan a través de los demás canales de transmisión directos e indirectos. Si bien se ha encontrado que para Colombia existe evidencia que demuestra la existencia de un canal a través del cual la política monetaria afecta el consumo de los hogares a través del efecto riqueza, también hemos visto que este efecto es muy pequeño y asimétrico.

**Gráfico 6. Contribución del efecto riqueza a las desviaciones del consumo ante un choque de política monetaria<sup>34</sup>**



## 5.2 El canal de oferta de vivienda

Otro canal de transmisión de la política monetaria asociado al mercado de vivienda se concentra ya no en la demanda sino en los factores de oferta que afectan esa actividad. En la literatura este canal se conoce como el canal de la oferta de vivienda. Al igual que el canal de demanda, en el cual la política monetaria posee un efecto indirecto sobre el consumo a través del efecto riqueza, otro canal que ha gozado de gran significancia es el de la oferta de vivienda. Si bien la producción de unidades residenciales toma un tiempo considerable respecto de la producción de otros bienes de consumo durable, este tiempo es

<sup>32</sup> Para ver una discusión más amplia acerca de los tamaños relativos de la propensión marginal a consumir entre los componentes de la riqueza total, véase Altissimo et al (2005).

<sup>33</sup> Choque i.i.d. positivo en la tasa de interés nominal correspondiente a 25 puntos base trimestral (equivalente a 1pp. anual).

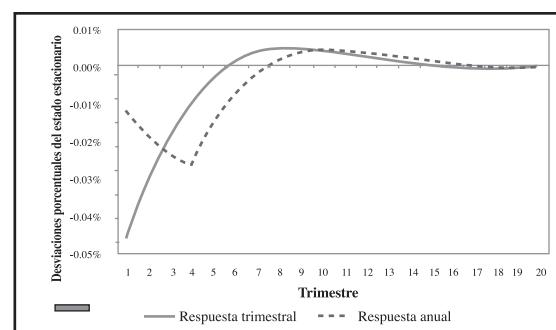
<sup>34</sup> Para efectos visuales del gráfico, la contribución se presenta como 100 veces su valor porcentual. Es decir, un 0.1% de contribución en realidad equivale a 0.001%.

relativamente corto y lo suficiente para que la tasa de interés relevante en las decisiones de los productores de viviendas sea aquella de corto plazo. Altas tasas de interés conducen necesariamente a un incremento en el costo de producir nuevas viviendas y de este modo, conlleva a una reducción de la actividad económica (Mishkin, 2007). Como se mostró anteriormente, el análisis de impulso-respuesta reveló que el efecto más pronunciado de la política monetaria se produce sobre la actividad real en el sector de vivienda, donde un incremento de 25 p.b. en la tasa de interés trimestral (equivalente a 1 p.p. en la tasa de interés anual) conducía a una caída en la inversión de vivienda de alrededor del 3% en la respuesta trimestral (o 1,7% en el punto más bajo de la respuesta anual).

Una de las razones por las cuales se ha prestado especial atención a este canal es el fuerte impacto que posee la política monetaria sobre la inversión en vivienda. Este es un hecho que se ve reflejado en la diferencia significativa de la respuesta de la inversión en vivienda respecto de las respuestas de las demás variables agregadas. Mientras el incremento de la tasa de interés se refleja en una caída del 1,1% (trimestral) en la inversión de capital, 0,7% en el consumo, 0,05% en la inflación y 0,6% en los precios de la vivienda, la inversión en vivienda se reduce en 3%. Este efecto de la tasa de interés sobre la oferta de vivienda podría llevar a pensar que una política monetaria contractiva puede conducir a una contracción fuerte de la actividad económica real. No obstante, esto es cierto siempre que la participación de la inversión en vivienda en la producción agregada sea significativa. Como se muestra en el cuadro 5 la participación de la inversión real en vivienda como proporción del PIB es tan sólo del 1,5%, de modo que si bien el efecto de la política monetaria sobre la inversión en vivienda es fuerte, su efecto indirecto sobre la producción agregada a través de la oferta de vivienda es muy pequeño. El gráfico 7 muestra la respuesta de la contribución de la inversión en vivienda al crecimiento del PIB ante un choque de política monetaria contractiva equivalente a 25 p.b. (1 p.p.) en la tasa de interés trimestral (anual). Como se argumentó antes, el gráfico 7 ilustra que el efecto de la tasa de interés sobre la oferta de vivienda es pequeño: 0.045% en la respuesta trimestral o 0.025% en la respuesta anual en su punto más bajo. No obstante, hay quienes afirman que si bien la

contribución de la inversión en vivienda al crecimiento del PIB es pequeña, sus efectos de arrastre sobre los demás sectores de la economía pueden conducir a una reducción considerable de la actividad económica. Esta idea, de larga tradición en la discusión económica en Colombia, se hizo popular con los trabajos sobre sectores líderes del economista canadiense Lauchlin Currie, llevados a cabo a partir de mediados del siglo pasado.<sup>35</sup>

**Gráfico 7. Contribución de la inversión en vivienda al crecimiento del PIB<sup>36</sup>**



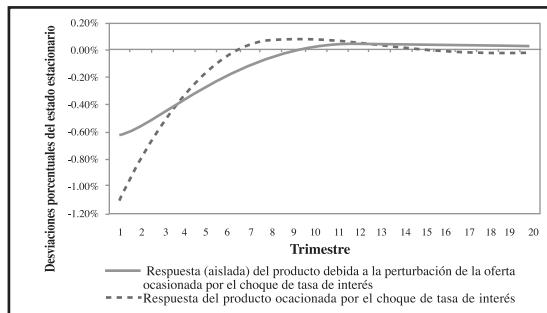
El gráfico 8 muestra la respuesta aislada del producto ante la perturbación de la oferta de vivienda ocasionada por el choque de la tasa de interés comparada con la respuesta total del producto real ante el mismo choque de política monetaria contractiva.<sup>37</sup> Del gráfico se observa que aproximadamente el 50% de la caída en el producto agregado originada por el choque de tasa de interés es debida a la perturbación de la inversión en vivienda. Este hecho ilustra que si bien la contribución de la inversión en vivienda al crecimiento del PIB es pequeña, sus efectos indirectos sobre el producto a través del jalónamiento de los demás sectores económicos son fuertes.

<sup>35</sup> Véase entre otros el trabajo de Currie L. (1982).

<sup>36</sup> La contribución de la inversión en vivienda al crecimiento del PIB se construyó empleando la participación de la inversión real en vivienda en el PIB a partir del valor de estado estacionario de estas variables en el modelo.

<sup>37</sup> El choque de oferta se construyó de tal forma que el comportamiento de la inversión en vivienda simulara la respuesta de ella misma ante un choque de política monetaria i.i.d. positivo en la tasa de interés nominal correspondiente a 25 puntos base trimestral (equivalente a 1 pp. anual). No obstante, la dinámica de largo plazo (mayor a 4 trimestres) puede diferir considerablemente; por tanto, no realizaremos un análisis de los efectos temporales a más largo plazo.

**Gráfico 8. Respuesta del PIB ante un choque de política monetaria vía canal de oferta de la inversión en vivienda**



### 5.3 El efecto colateral de la vivienda

Un punto importante que hay que tener en cuenta en el cálculo del efecto riqueza de la vivienda es la importancia que podría tener el efecto colateral (efectos del canal de crédito) cuando se presenta un choque de política monetaria. El mecanismo asociado al efecto colateral se origina en los problemas de asimetría de información que existen en los mercados de crédito. Los prestamistas son renuentes a prestar porque tienen dificultades para determinar si los potenciales prestatarios poseen los recursos necesarios para pagar los préstamos. Una vez el préstamo se concede es posible que el prestatario incurra en comportamientos arriesgados que lleven a que la probabilidad de honrarlo disminuya. La existencia de un colateral reduce los problemas de información, porque un buen colateral, o en otras palabras aquel que se puede valorar fácilmente y es fácil tomar control sobre él, disminuye sustancialmente las pérdidas del prestamista si el prestatario no paga su crédito y también reduce los incentivos para que el prestatario incurra en comportamientos riesgosos (Mishkin, 2007). La importancia de un aumento (o descenso) de los precios en el relajamiento (o endurecimiento) de las restricciones de crédito y en el estímulo (desestímulo) al gasto de consumo, depende de qué tan fácil sea titularizar la vivienda y de qué tan eficientes sean los mercados de hipotecas. La política monetaria puede tener un fuerte impacto sobre el consumo agregado si el efecto de la trasmisión de las tasas de interés sobre los precios de la vivienda es dinámico, siempre que los efectos del colateral sean importantes. Una parte de los mecanismos de

trasmisión del modelo ocurre a través de los efectos que las fluctuaciones en los precios de la vivienda y la tasa de interés poseen sobre el consumo; estos efectos son representados por el grado de fricciones financieras, medido a través del *loan-to-value ratio*. Este último elemento se recoge en el modelo por medio de un efecto colateral sobre el gasto de una parte de los hogares, y que se puede representar por una ecuación sencilla:

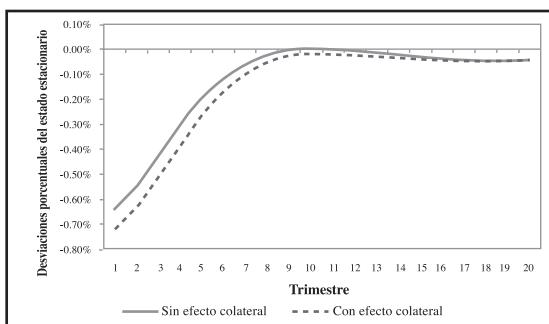
$$b_t = m V_t$$

En esta ecuación  $b_t$  representa el monto de la deuda hipotecaria;  $m$  el *loan-to-value ratio*, y  $V_t$  el valor de la vivienda. Esta estrategia para modelar el efecto de colateral puede ser encontrada adicionalmente en los trabajos de Iacoviello (2005), Gerali et al (2008), López (2004) y López (2006). Una gran virtud del modelo es que permite analizar de forma contrafactual el efecto directo de la riqueza sobre el consumo en presencia o no de efectos colaterales. Como se mencionó, el modelo puede funcionar teniendo en cuenta el efecto colateral o anulándolo. Un valor nulo del *loan-to-value ratio* ( $m = 0$ ) implica que la capacidad de endeudamiento de los consumidores pacientes es eliminada, de modo que todo el ingreso disponible de ese agente depende exclusivamente de su ingreso laboral. De este modo, el canal de crédito es excluido del modelo. El impacto sobre el consumo del acelerador financiero debido al canal de crédito puede ser calculado, comparando la respuesta del consumo ante un choque de política monetaria en cada escenario. El gráfico 9 muestra la respuesta del consumo agregado ante una política contractiva<sup>38</sup>, empleando la estrategia descrita anteriormente. En el gráfico, la línea punteada representa la respuesta del consumo una vez los mecanismos del acelerador financiero (efecto colateral) se encuentran en funcionamiento. Cuando el efecto colateral se encuentra activado ( $m = 40\%$ ), la magnitud de la respuesta del consumo ante un incremento de 25 puntos base en la tasa de interés, corresponde a una reducción del consumo en 0,73%. Como es de esperar, en ausencia de los efectos del apalancamiento del consumo vía canal crediticio,

<sup>38</sup> Choque i.i.d. positivo en la tasa de interés nominal correspondiente a 25 puntos base trimestral (equivalente a 1 pp. anual).

una reducción de la tasa de interés posee un efecto menor, sin embargo éste no es significativamente diferente de la respuesta observada en el modelo completo. Mientras que en presencia del efecto colateral un incremento de la tasa de interés se refleja en una caída del 0,73% en el consumo, en ausencia del acelerador financiero el consumo se reduce en 0,64%, es decir, una variación del 12% aproximadamente.

**Gráfico 9. Respuesta del consumo agregado ante un choque de política monetaria**



El resultado ilustra que el apalancamiento del crédito hipotecario en Colombia es poco significativo. El resultado anterior coincide con la evidencia encontrada en el trabajo de López (2004), en el cual la diferencia de la respuesta del consumo en presencia de efecto colateral es aproximadamente 6% mayor con respecto a la situación sin acelerador financiero ante un choque de política monetaria expansiva. En contraste, en Colombia la cartera hipotecaria total como proporción del PIB es en promedio 3,64% durante los años 2006 y 2007; y el pico más alto se alcanza en el cuarto trimestre del 2007, que corresponde al 3,79% del PIB (la evolución de la relación Cartera Hipotecaria/PIB durante los años 2006-2007 se presenta en el cuadro 8). Por otro lado, en los países altamente desarrollados donde el efecto del mecanismo del acelerador financiero es fuerte, la relación Cartera Hipotecaria/PIB llega a niveles del 60-80%, en parte gracias a que en estos países las tasas de ahorro de los hogares son superiores a las observadas en Colombia.

**Cuadro 8. Relación cartera hipotecaria/PIB**

Años y trimestres	VIS*	Saldo de capital total/PIB	
		No. VIS**	Total
2006	I	1,30%	2,26% 3,57%
	II	1,32%	2,26% 3,58%
	III	1,34%	2,32% 3,66%
	IV	1,36%	2,37% 3,73%
2007	I	1,27%	2,26% 3,52%
	II	1,32%	2,30% 3,62%
	III	1,35%	2,33% 3,69%
	IV	1,39%	2,40% 3,79%

\* Vivienda de interés social

\*\* Vivienda diferente a la de interés social

Fuente: Cuentas nacionales DANE y cálculos propios

## 6. Conclusiones

En esta investigación hemos presentado un estimativo del efecto que sobre el consumo de los hogares colombianos produce el cambio de su riqueza en vivienda. Para llevar a cabo la estimación nos apoyamos en un modelo de equilibrio general dinámico y estocástico (DSGE) calibrado para la economía colombiana. La elección de un instrumento tan completo, que tiene en cuenta relaciones complejas entre los agregados macroeconómicos permitió, además del estimativo puntual del efecto riqueza, un análisis del impacto de los cambios de la postura de la política monetaria sobre el mercado de la vivienda y la economía en su conjunto. El ejercicio de medición del efecto riqueza para Colombia utilizando el modelo DSGE arrojó como resultado una propensión marginal a consumir en el estado estacionario del orden de 0,003 lo cual equivale a una PMC anual igual a 0,012. Con estos valores el efecto riqueza calculado es pequeño con relación a mediciones realizadas para otros países. De acuerdo con nuestro cálculo, un incremento permanente no previsto de la riqueza real total en \$100.000 pesos conlleva un aumento del consumo anual agregado de \$1.200 pesos.

Adicionalmente, se examinó una alternativa a este cálculo teniendo en cuenta que la propensión marginal a consumir es altamente sensible al peso relativo de la riqueza humana dentro del producto. Si se emplea un cálculo diferente de la elasticidad de sustitución intertemporal, cambia la relación de la riqueza humana con el ingreso y a su vez el estimativo de la propensión marginal a consumir. Sin embargo, nuestro resultado más importante es concluyente, aunque la propensión marginal a consumir depende estrechamente de la elasticidad de sustitución, Colombia sigue estando en la parte inferior del rango de PMC observado para otros países, el efecto riqueza es relativamente pequeño.

Por otro lado, la mayor importancia relativa de la riqueza humana, respecto de la riqueza en vivienda, puede indicar que los hogares ajustan sus decisiones de consumo con mayor rapidez sobre los cambios de su ingreso permanente que sobre los cambios en el valor real de su riqueza, representada en finca raíz u otros activos. De este modo, la brecha entre un choque favorable a la hoja de balance de los hogares y el incremento del gasto en consumo es grande, lo cual hace que las fluctuaciones del mercado tengan un efecto limitado en el gasto agregado. Este hecho puede explicar hasta cierto punto el hecho de tener una PMC pequeña respecto de los países desarrollados.

El análisis de impulso-respuesta mostró que el efecto riqueza posee una duración esperada relativamente corta y con efectos asimétricos sobre el consumo. Durante los primeros seis trimestres la contribución porcentual del efecto riqueza a las variaciones del consumo agregado ante un incremento de la tasa de interés refuerza el efecto negativo sobre el consumo, mientras que durante los trimestres posteriores el efecto es positivo, una vez se recupera el valor del acervo de riqueza en finca raíz. Así mismo, el análisis de impulso-respuesta evidenció la causalidad que sobre el consumo y las demás variables agregadas posee la política monetaria. Adicionalmente, un ejercicio econométrico con datos simulados del

modelo mostró que la observación sencilla de una caída en el consumo y precios de la finca raíz después de una política monetaria contractiva, como se ha visto en el pasado en Colombia, no se puede atribuir únicamente, en consecuencia, al efecto riqueza. Si bien este último contribuye a la presencia de una regularidad de ese tipo, no se debe olvidar que el consumo es afectado por otros canales de transmisión de la política monetaria. Al tiempo con el examen del efecto riqueza, se analizaron dos canales de transmisión de la política monetaria que actúan a través del mercado de vivienda. El primero afecta al mercado de vivienda por medio del impacto de las tasas de interés de corto plazo sobre los factores que determinan la oferta de vivienda. El segundo canal está asociado a la importancia que puede tener el llamado efecto colateral en la economía colombiana. La idea partió de considerar que una parte de los mecanismos de transmisión del modelo ocurren a través de los efectos que las fluctuaciones en la tasa de interés y en los precios de la vivienda poseen sobre el consumo; estos efectos son representados por el grado de fricciones financieras, medido a través del *loan-to-value ratio* recogido en el modelo por medio de un efecto colateral sobre el gasto de una parte de los hogares. Del examen de estos dos canales se desprenden las siguientes enseñanzas. El efecto de la política monetaria sobre la inversión en vivienda es importante, pero su efecto indirecto sobre la producción agregada a través de la oferta de vivienda es muy pequeño. Esto último se debe a que la participación de la inversión real en vivienda, como proporción del PIB, es relativamente reducida (1,5%); sin embargo, sus efectos de jalónamiento sobre el resto de la actividad económica son importantes. De otro lado, los resultados de un ejercicio con el modelo ilustran que el apalancamiento del crédito hipotecario en Colombia es poco significativo.

## 7. Bibliografía

- Altissimo, F.; Georgiou, E.; Sastre, T.; Valderrama, M.; Stern, G.; Stocker M.; Weth, M.; Whelan, K.; Willman, A. “Wealth and asset price effects on economic activity”, Occasional Paper Series, núm. 29, European Central Bank, junio 2005.
- Ando, A.; Modigliani, F. “The 'life-cycle' Hypothesis of savings: Aggregate implications and tests”, American Economic Review, vol. 53, pp.55-84, 1963.
- Aron, J.; Muellbauer, J.; Prinsloo, J. “Estimating household-sector wealth in South Africa”, Quarterly Bulletin June, South African Reserve Bank, 2006.
- Bejarano, J. “Estimación estructural y análisis de una Curva de Phillips neokeynesiana para Colombia”, Ensayos sobre Política Económica, núm 48, Bogotá, Banco de la República, pp. 65-117, junio 2005.
- Blinder, A.; Deaton, A. “Time series consumption function revisited”, Brookings Papers on Economic Activity, vol. 2, pp. 465-511, 1985.
- Campbell, J.; Deaton, A. “Why is consumption so smooth?”, Review of Economic Studies, vol. 56, núm. 3, pp. 357-373, Julio 1989.
- Carroll, C. “Housing wealth and consumption expenditure”, (mimeo), Department of Economics, Johns Hopkins University, Baltimore, 2004.
- Cárdenas, M.; Badel, A. “La crisis de financiamiento hipotecario en Colombia: causas y consecuencias”, Documento de trabajo, núm. 500, Banco Interamericano de Desarrollo, 2003.
- Chinloy, P. “The effect of maintenance expenditures on the measurement of depreciation in housing”, Journal of Urban Economics, núm. 8, pp. 86-107, 1980.
- Claus, I.; Scobie, G. “Household net wealth: an international comparison”, Treasury Working Paper Series, núm. 01/19, New Zealand Treasury, 2001.
- Clavijo, S.; Janna, M.; Muñoz, S. “La vivienda en Colombia: sus determinantes socioeconómicos y financieros”, Borradores de Economía, núm. 300, Banco de la República de Colombia, 2004.
- Cocco, J. F. “Portfolio choice in the presence of housing”, Review of Financial Studies, vol. 18, pp. 535-567, 2005.
- Couillard, R. “The measurement of housing capital stock”, Construction Division, Statistics Canada, unpublished, octubre 1977.
- Currie, L. “El desarrollo: algunos conceptos básicos e interrelaciones”, Políticas de Crecimiento y Desarrollo. Bogotá, Banco de la República, 1982.
- Eurostat. “European System of National and Regional Accounts in the Community - ESA95”, 1996.
- Fernández-Corugedo, E. “Consumption theory”, Handbooks of Central Banking, núm. 23, Centre for Central Banking Studies, Bank of England, 2004.
- Gali, J. “Finite horizons, life-cycle savings and time-series evidence on consumption”, Journal of Monetary Economics, vol. 26, núm. 3, pp. 433-452, diciembre 1990.
- Gerali, A.; Neri, S.; Sessa, L.; Signoretti, F. “Credit and banking in a DSGE model”, Working paper, Banca d'Italia, junio 2008.
- Gómez; Mahadeva, L; Rhenals, R. “Una cuantificación del papel de los bienes durables en la transmisión de la política monetaria en Colombia”, mimeo, Bogotá, Banco de la República, febrero 2009.

- Grupo de Estudios del Crecimiento Económico (GRECO). “El crecimiento económico: aspectos globales”, El Crecimiento Económico Colombiano en el Siglo XX, Bogotá, Banco de la República - Fondo de Cultura Económica, 2002.
- Grossman, S. J.; Laroque, G. “Asset pricing and optimal portfolio choice in the presence of illiquid durable consumption goods”, *Econometrica*, vol. 58, pp. 25-51, 1990.
- Hall, Robert E. “Stochastic implications of the life cycle-permanent income hypothesis: theory and evidence”, *Journal of Political Economy*, vol. 86, pp. 971-987, 1978.
- Harberger, A. “La tasa de rendimiento del capital en Colombia”, *Revista de Planeación y Desarrollo*, vol. 1, núm. 3, octubre 1969.
- Hendershott, P.; Slemrod, J. “Taxes and the user cost of capital for owner-occupied housing”, *Working paper*, núm. 929, National Bureau of Economic Research, 1982.
- Horvath, M. “Sectoral shocks and aggregate fluctuations”, *Journal of Monetary Economics*, vol. 45, núm. 1, pp. 69-106, febrero 2000.
- Iacoviello, M. “House prices, borrowing constraints and monetary policy in the business cycle”, *The American Economic Review*, vol. 95, núm. 3, 2005.
- Iacoviello, M.; Neri, S. “The role of housing collateral in an estimated two-sector model of the U. S. economy”, *Working Papers in Economics*, núm. 412, Department of Economics, Boston College, 2007.
- Iacoviello, M.; Neri, S. “Housing market spillovers: evidence from an estimated DSGE model”, *Working Papers in Economics*, núm. 659, Department of Economics, Boston College, 2008.
- Iregui, A.; Melo, L. “La trasmisión de la política monetaria sobre el consumo en presencia de restricciones de liquidez”, *Borradores de Economía*, núm. 547, Banco de la República de Colombia, 2009.
- Kostenbauer, K. “Housing depreciation in the canadian CPI”, *Catalogue* núm. 62F0014MIE, serie núm. 15, Price Division, Statistics Canada, noviembre 2001.
- Lettau, M.; Ludvigson, S. “Understanding trend and cycle in asset values: reevaluating the wealth effect on consumption”, *American Economic Review*, vol. 94, núm. 1, pp. 276-299, 2004.
- López, M. “La vivienda como colateral: política monetaria, precios de la vivienda y consumo en Colombia”, *Borradores de Economía*, núm. 299, Banco de la República, 2004.
- López, M. “House prices and monetary policy in Colombia”, *Borradores de Economía*, núm. 372, Banco de la República, 2006.
- Mahadeva, L.; Parra, J. “Testing a DSGE model and its partner data”, *Borradores de Economía*, núm. 579, Banco de la República de Colombia, 2008.
- Macklem, R. “Aggregate wealth in Canada”, *The Canadian Journal of Economics*, vol. 30, núm. 1, pp. 152-168, febrero 1997.
- McNeil, J.; Lamas, E. “Year-apart estimates of household net worth from the survey of income and program participation”, R. Lipsey y H. Stone (eds.), *The Measurement of Saving, Investment and Wealth*, NBER y University of Chicago Press, 1989.
- Mishkin, F. “Housing and the monetary transmission mechanism”, *Working Paper Series*, núm. 13518, National Bureau of Economic Research, octubre 2007.

- Muth, R. “The demand for non-farm housing”, Arnold C. Harberger (ed.), *The Demand for Durable Goods*, The University of Chicago Press, 2006.
- Parra, J. “Hechos estilizados de la economía colombiana: fundamentos empíricos para la construcción y evaluación de un modelo DSGE”, *Borradores de Economía*, núm. 509, Banco de la República de Colombia, 2008.
- Pombo, C. “Productividad industrial en Colombia: una aplicación de números índice”. *Revista de Economía de la Universidad del Rosario*, Bogotá, pp. 107-139 junio 1999.
- Reiff, L.; Barbosa, A. “Housing stock in Brazil: estimation based on a hedonic price model”, Bank for International Settlements (ed.), *Real State Indicators and Financial Stability*, Bank for International Settlements Paper Series, vol. 21, pp. 257-270, 2005.
- Reinsdorf, M. “Alternative measures of personal saving”, *Survey of Current Business*, Bureau of Economic Analysis, US Department of Commerce, vol. 84, núm. 9, pp. 17-27 septiembre 2004.
- Smith, L.; Rosen, K.; Fallis, G. “Recent developments in economic models of housing markets”, *Journal of Economic Literature*, vol. 26, núm. 1. pp. 29-64, 1988.
- Wolff, E. “International comparisons on wealth: methodological issues and a summary of findings”, Edward Elgar Publishing (ed.), *International Perspectives on Household Wealth*, New York, 2006.
- Zuleta, H.; Parada, J.; Campo, J. “Capital natural, capital humano y participación de los factores: una revisión de los métodos de medición del crecimiento económico”, *Serie de documentos de trabajo*, núm. 41, Facultad de Economía, Universidad del Rosario, junio 2008.

# Metas de inflación y transmisión de tasa de interés: el caso colombiano

*Fernando Melo Velandia  
Reinaldo Becerra Camargo*

## Resumen

Este documento estudia la transmisión de las medidas implementadas por el Banco de la República hacia las tasas de interés de los bancos comerciales. A partir de un modelo de equilibrio parcial que describe la actividad bancaria, se plantea un modelo VECX-MGARCH, el cual permite analizar las interacciones entre las tasas de interés tanto en niveles como en volatilidades. En general, los resultados del modelo empírico respaldan las implicaciones del modelo teórico. En efecto, los análisis de las funciones de impulso respuesta en media y varianza, sugieren que el efecto de un choque monetario sobre las tasas de interés es completo (uno a uno) y siguen de cerca los objetivos planteados por el banco central bajo esquema de metas de inflación.

## 1. Introducción

Desde 2001 la política monetaria en Colombia se conduce bajo el esquema de metas de inflación (*inflation targeting*), según el cual el banco central busca “anclar” las expectativas de los agentes, anunciendo un rango de valores sobre el cual la tasa de inflación se debe encontrar al finalizar el año. En el caso colombiano, el Banco de la República (Banrep) utiliza como instrumento de política sus tasas de interés de intervención, con el fin de modificar la tasa de interés interbancaria (su meta operativa), y a su vez influenciar las tasas de interés de plazos más largos, a partir de las cuales los individuos toman sus

decisiones de consumo e inversión. Este documento busca describir la dinámica de la transmisión de tasas de interés, entendiendo ésta como el mecanismo a través del cual las decisiones de política monetaria afectan las tasas de interés de los bancos comerciales. Como se discutirá más adelante, este tipo de aproximaciones tiene importantes implicaciones en la práctica ya que, por un lado, verifica la existencia de canales de transmisión comúnmente usados por los bancos centrales, como son los canales de demanda agregada y crédito; además cuantifica la efectividad (la magnitud de la respuesta de variables que se tienen como objetivos de política) y la velocidad del ajuste de los objetivos de política ante medidas de política monetaria. El análisis de transmisión de tasas de interés es un tema que ha adquirido gran relevancia, en especial después de la implementación del esquema de metas de inflación, en el cual la tasa de interés de corto plazo se convierte en la meta operativa del banco central. Por ejemplo Mojón (2000) verifica los efectos que tienen diferentes estructuras financieras sobre la transmisión de tasas de interés para varios países de la Unión Europea, mientras que Kok-Sorensen (2006) desarrolla un análisis similar para países de la Unión Europea, empleando nuevas técnicas económétricas de datos panel y cointegración. En el caso colombiano, Betancourt et al (2008a), Betancourt et al (2008b) y Becerra y Melo (2008) utilizan modelos microfundamentados de la actividad bancaria, para explicar la transmisión de tasas de interés.

Al igual que Becerra y Melo (2008), este trabajo se divide en dos grandes secciones. En primer lugar describe brevemente el esquema de metas de inflación usado en Colombia a la vez que plantea un modelo teórico en el cual se analizan las relaciones existentes entre las tasas de interés (activas y pasivas) de los bancos comerciales y la tasa de interés de política monetaria. Con respecto a Becerra y Melo (2008), el modelo expuesto en este documento presenta grandes ventajas, ya que éste es un modelo de equilibrio parcial en el que se permite explícitamente que los bancos comerciales obtengan recursos del banco central y además extiende sus conclusiones al contexto dinámico estocástico. En segundo lugar se estima un modelo multivariado de series de tiempo que describe la dinámica que existe entre las tasas de interés de créditos, de depósitos, interbancaria y la tasa de intervención del Banrep. Una de las principales diferencias con respecto a otros trabajos que analizan la transmisión de tasa de interés para la economía colombiana se encuentra en el uso de datos de alta frecuencia (semanales), los cuales permiten no sólo evaluar la magnitud y la velocidad con la que las tasas de interés responden a los cambios de política monetaria, sino que también permiten analizar la reacción de la volatilidad de éstas ante choques de política. Este último punto se encuentra en línea con la idea que la efectividad (y credibilidad) de un banco central se incrementa cuando éste se desenvuelve en un ambiente más estable. En esta medida, si un banco central no influye en la volatilidad de las tasas de interés, fortalece la efectividad de sus medidas de política y contribuye a que los participantes en los mercados financieros identifiquen la postura de la política monetaria (Tuysuz, 2007).

En este orden de ideas, la estructura del documento es como sigue: en la segunda sección se realizan algunas consideraciones sobre el funcionamiento de la política monetaria en Colombia bajo el esquema de metas de inflación; en la tercera sección se presenta un modelo teórico en el que se describe la actividad bancaria para un mercado de competencia perfecta, donde se establecen las relaciones entre las tasas de interés de los bancos comerciales y la tasa de política monetaria; la cuarta sección muestra los principales resultados de la estimación del modelo multivariado de tasas de interés. La quinta sección incluye las conclusiones.

## 2. Política monetaria en Colombia

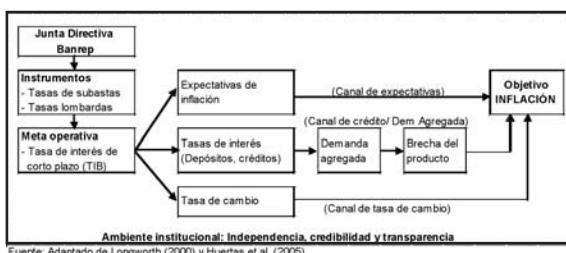
Por mandato constitucional la función básica del Banrep es velar por el mantenimiento del poder adquisitivo de la moneda. Para esto, desde comienzos de la década de los noventa, el Banrep implementó una serie de estrategias encaminadas a reducir la tasa de inflación, la cual, en promedio, osciló alrededor de 23% anual entre 1971 y 1990, alcanzando su valor máximo en este último año (32,4%). Durante el período 1992-1999, el eje fundamental de la política monetaria fue el uso de una meta intermedia monetaria (siguiendo el crecimiento de la base monetaria o de M1) junto con una banda cambiaria deslizante. Despues de 1999 el Banrep decidió abandonar la banda cambiaria y comenzó la transición hacia un esquema de metas de inflación, en el que la tasa de interés de corto plazo se consolidó como el instrumento de política, y el cumplimiento de una meta de inflación al finalizar el año se convirtió en el objetivo principal del banco central (Gómez et al, 2002).

En 2001 la política monetaria en Colombia terminó la transición hacia el esquema de metas de inflación. En la práctica, el Banrep busca “anclar” las expectativas de los agentes anunciando el valor sobre el cual la tasa de inflación se debe encontrar al finalizar cada año. Para cumplir con esta meta, el banco central utiliza como su principal instrumento las tasas de interés de las subastas de expansión (contracción)<sup>1</sup>, a través de las cuales suministra (reduce) liquidez al mercado a partir de la compra (venta) de títulos de deuda del Gobierno. Complementarias a las tasas de subastas, el Emisor mantiene dos tasas lombardas para suministrar (recibir) los faltantes (excesos) de liquidez de las entidades financieras después de las subastas (Huertas et al, 2005). Este sistema permitió establecer un rango sobre el cual oscila la tasa interbancaria (Gómez et al, 2002). Así, a través del control de las tasas de muy corto plazo, la autoridad monetaria busca afectar las tasas de interés de plazos más largos, modificando a su vez la demanda agregada y el nivel de precios.

<sup>1</sup> La definición de estas series y las demás tasas de interés utilizadas en el documento se encuentran en el Anexo B.

La **figura 1** muestra la forma en la que opera la estrategia de metas de inflación implementada en Colombia. La Junta Directiva del Banrep, en su reunión mensual, decide establecer las tasas de subasta y lombardas de expansión y contracción, con el fin de establecer el rango en el cual se debería mover la tasa de interés interbancaria. Al variar la tasa interbancaria, esto afecta de diversas maneras la economía, entre las cuales se destacan, cambios en las expectativas de inflación (un cambio en las expectativas futuras de inflación afecta la tasa de inflación observada), la tasa de cambio real y las tasas de interés de plazos más largos. Finalmente, los cambios en la tasa de interés de corto plazo afectan variables reales de la economía, inversión en el caso del canal de crédito y las exportaciones netas en el canal de tasa de cambio, afectando la producción y los precios (Mishkin, 1996).

**Figura 1. Política monetaria y mecanismos de transmisión en Colombia**



Como lo señalan Blejer y Leone (2000), un factor importante en este esquema es el ambiente institucional. Por un lado, para la implementación efectiva del esquema de metas de inflación, se requiere una completa independencia del banco central en el manejo de sus instrumentos, requisito que se satisface gracias a la independencia asignada al Banrep por la constitución de 1991. En segundo lugar, la credibilidad desempeña un papel fundamental en este esquema, ya que mientras el banco central sea creíble, le será más fácil modificar las expectativas de los agentes en el mercado. Al respecto, la precisión de las metodologías usadas para pronosticar la inflación futura, aspecto clave para la toma de decisiones de política, resulta fundamental para cumplir las metas

de inflación.<sup>2</sup> La transparencia y rendición de cuentas por parte de la autoridad monetaria permite generar un ambiente de confianza en las decisiones de política. Los informes trimestrales de inflación, la publicación de las minutas de las reuniones de la Junta Directiva desde mediados de 2007 y la simple verificación del cumplimiento de la meta de inflación, son algunos de los mecanismos que usa el Banrep como rendición de cuentas al país.

## 2.1 Transmisión de tasas de interés y efectividad de la política monetaria

Si bien los párrafos anteriores muestran el esquema a través del cual opera la política monetaria en Colombia, su efectividad sobre el control de la inflación dependerá en buena medida del grado de asociación que exista entre las tasas de interés controladas por el banco central y su meta operativa y, a su vez, de la respuesta que tengan las variables consideradas como claves para cada uno de los mecanismos de transmisión a las decisiones de política. En particular, la transmisión de tasas de interés (entendiendo ésta como la relación existente entre las tasas de intervención del Banrep, la tasa del mercado interbancario y las tasas de interés de los bancos comerciales) resulta fundamental para verificar la existencia de los canales de crédito y demanda agregada.

La transmisión de las tasas de interés ha sido un aspecto importante en los estudios de efectividad de la política monetaria.<sup>3</sup> Al respecto, la mayoría de trabajos se concentran en cuantificar dos características de este tipo de transmisión. En primer lugar, se trata de identificar si el efecto de un incremento de la tasa de intervención sobre las demás tasas de interés es “completo” (es decir, una relación uno a uno) o, si por el contrario, esta respuesta es inferior a la esperada por el banco central. Este aspecto resulta clave en la toma de decisiones por parte de la autoridad monetaria, ya que una correcta cuantificación de este efecto

<sup>2</sup> Gómez et al (2002) destacan que el desarrollo de las metodologías de pronóstico de inflación, junto con el modelo de mecanismos de transmisión, fueron determinantes para consolidar la transición hacia el esquema de metas de inflación.

<sup>3</sup> Véase, entre otros, los trabajos de Mojon (2000), Weth (2002), Bredin et al (2002), Kok Sorensen y Werner (2006) y Betancourt et al (2008b).

muestra la capacidad que tiene la política monetaria para influir sobre la economía a través de los canales de crédito y demanda agregada. En segundo lugar, la velocidad con la que se ajustan las tasas de interés de mercado ante cambios en la tasa de intervención del banco central ofrece información adicional sobre la rapidez con que las autoridades monetarias pueden reaccionar a choques adversos en la economía.

Junto con la magnitud y la velocidad de la transmisión de las tasas de interés, un tercer aspecto relevante para determinar la efectividad de la política monetaria a través de este canal se encuentra en la volatilidad de la tasa de interés y el impacto que tienen las medidas del banco central sobre ésta. De hecho, una tarea importante para un banco central es la reducción de la volatilidad asociada a las medidas de política monetaria y esto se obtiene de forma más sencilla cuando un banco central es creíble (Tuysuz, 2007)<sup>4</sup>. Este es uno de los argumentos en el que sustenta la importancia de procurar la estabilidad de las tasas de interés, ya que una menor variabilidad de éstas reduce la incertidumbre a la que se enfrentan los agentes para la toma de decisiones de inversión y ahorro en el largo plazo, incrementa la efectividad de los canales de transmisión de política monetaria<sup>5</sup> y contribuye al aumento de la estabilidad macroeconómica (Amato y Laubach, 1999).

### 3. El modelo

Como se mencionó, establecer cuáles son las relaciones que existen entre las tasas de interés al interior de una economía, resulta de gran importancia ya que esto permite verificar la existencia y efectividad de algunos de los canales de transmisión de la política monetaria. Para establecer dichas relaciones, este documento utiliza un modelo intertemporal que describe la actividad bancaria en mercados de competencia perfecta, el cual se asemeja al presentado por Hülsewig et al (2006).<sup>6</sup> A continuación se presentan

las principales características y resultados de este modelo.

#### 3.1 El problema de los bancos comerciales

El modelo se fundamenta en un sistema bancario compuesto de  $N$  bancos idénticos, cuya actividad económica consiste en brindar servicios financieros en los que los bancos obtienen depósitos de los hogares ( $D_t^i$ ,  $i = 1, \dots, N$ ) y financian las necesidades de inversión de las firmas, a través de créditos ( $L_t^i$ ). Para cada uno de los bancos, los beneficios están determinados por:

$$P_t^i = r_t^L L_t^i + r_t^M B_t^i - r_t^D D_t^i - r_t^S S_t^i - C(L_t^i, D_t^i) \quad (1.1)$$

donde  $r_t^L$ ,  $r_t^D$ , y  $r_t^M$ , son las tasas de interés de los préstamos, los depósitos y con las que los bancos obtienen recursos en el mercado interbancario, respectivamente. Por su parte,  $r_t^S$  es la tasa de política fijada por el banco central, a la que los bancos comerciales obtienen recursos de la autoridad monetaria, denotados por  $S_t^i$ . Teniendo en cuenta que el modelo supone un mercado de competencia perfecta,  $r_t^L$ ,  $r_t^D$ ,  $r_t^M$  y  $r_t^S$  son variables exógenas para los agentes, en este caso los bancos comerciales. Por otro lado, la función  $C(L_t^i, D_t^i)$  es la función de costos de administración de los créditos y depósitos, la cual se supone de la forma:

$$C(L_t^i, D_t^i) = \frac{\gamma_1}{2} (L_t^i - L_{t-1}^i)^2 + \frac{\gamma_2}{2} (D_t^i - D_{t-1}^i)^2 \quad (1.2)$$

para  $i = 1, \dots, N$ <sup>7</sup>. Finalmente,  $B_t^i$  representa la posición neta del  $i$ -ésimo banco en el mercado interbancario, que se determina por la diferencia:<sup>8</sup>

$$B_t^i = D_t^i + S_t^i - R_t - L_t^i \quad (1.3)$$

Al igual que en Betancourt et al. (2008b),  $R_t$  es el nivel de reservas exigidas por el banco central, que

<sup>4</sup> El concepto de credibilidad y su relación con el manejo de política monetaria se encuentra en Binder (1999).

<sup>5</sup> Por ejemplo, Mojon (2000) encuentra evidencia de que mayor volatilidad de la tasa de interés interbancaria reduce la efectividad de la transmisión de tasas de interés.

<sup>6</sup> Una discusión detallada de estos modelos se encuentra en Freixas y Rochet (1997, Cap. 3, pág. 51) y Sargent (1979).

<sup>7</sup> Vale la pena destacar que, excepto por la función de costos, la función de beneficios incorpora únicamente los valores contemporáneos de depósitos, créditos, posición en el mercado interbancario y con el banco central. De esta manera, el modelo no permite que los bancos enfrenten descalces (diferencias de plazos) en sus posiciones.

<sup>8</sup> Nótese que, en este modelo  $S_t^i \geq 0$ , mientras que  $B_t^i$  puede tomar valores positivos o negativos.

se supone constante para todos los bancos. La imposición de este supuesto implica que el modelo no considera la posibilidad de que el banco central utilice el coeficiente de encaje como instrumento de política. A partir de las ecuaciones (1.1), (1.2) y (1.3) los bancos determinan la oferta de crédito, la demanda de depósitos y la cantidad de préstamos a solicitar al banco central que solucionan el problema:

$$\max_{L_t^i, D_{t+j}^i, S_{t+j}^i} V^i = E_t \sum_{j=0}^{\infty} \beta^j \pi_{t+j}^i \quad (1.4)$$

Donde  $0 < \beta < 1$  es el factor de descuento y  $E_t(X) = E(X^1 | \mathfrak{I}_t)$  representa el valor esperado condicional de la variable  $X$  sujeto al conjunto de información disponible en el momento  $t$ , denotado por  $\mathfrak{I}_t$ . Las condiciones de primer orden son:

$$\frac{\partial V^i}{\partial L_t^i} = r_t^L - r_t^M - \gamma_1 (L_t^i - L_{t+1}^i) + \gamma_1 \beta E_t (L_{t+1}^i - L_t^i) = 0 \quad (1.5)$$

$$\frac{\partial V^i}{\partial D_t^i} = r_t^M - r_t^D - \gamma_2 (D_t^i - D_{t+1}^i) + \gamma_2 \beta E_t (D_{t+1}^i - D_t^i) = 0 \quad (1.6)$$

$$\frac{\partial V^i}{\partial S_t^i} = r_t^L - r_t^S = 0 \quad (1.7)$$

de esta manera, los bancos buscarán los volúmenes de créditos y depósitos tales que los márgenes de intermediación  $r_t^L - r_t^M$  y  $r_t^M - r_t^D$  sean iguales a los costos marginales de administrar y ajustar su portafolio. Por su parte, en el óptimo, las tasas de interés interbancaria y de préstamos del banco central deben igualarse, ya que de otra forma los bancos comerciales encontrarán oportunidades de arbitraje a partir de la reasignación de sus posiciones en el mercado interbancario y con el banco central.

A partir de las condiciones anteriores, la oferta de crédito y la demanda de depósitos de los bancos está determinada por:<sup>9</sup>

$$L_t^i = L_{t+1}^i + \gamma_1 (r_t^L - r_t^M) + \gamma_1 \sum_{j=1}^{\infty} \beta^j E_t (r_{t+j}^L - r_{t+j}^M) \quad (1.8)$$

$$D_t^i = D_{t+1}^i + \gamma_2 (r_t^M - r_t^D) + \gamma_2 \sum_{j=1}^{\infty} \beta^j E_t (r_{t+j}^M - r_{t+j}^D) \quad (1.9)$$

Así, la oferta de crédito y demanda de depósitos por parte de los bancos comerciales estará definida por varios factores. En primer lugar, la decisión de los bancos exhibe un alto nivel de persistencia, ya que los niveles actuales de depósitos y créditos dependen del nivel inmediatamente anterior de estas variables. Este resultado se encuentra asociado con la función de costos de ajuste del portafolio de los bancos (ecuación (1.2)), la que sugiere que los bancos tienden a buscar un tamaño relativamente estable, ya que tratar de cambiar el tamaño de su portafolio de manera drástica incrementa los costos totales de administración.

En segundo lugar, el diferencial entre las tasas de interés interbancaria con las demás tasas de interés de depósitos y créditos genera incentivos para variar la composición de su portafolio de créditos y depósitos. Por ejemplo, un incremento del diferencial  $r_t^L - r_t^M$  permite a los bancos incrementar sus beneficios a través del aumento de su oferta de créditos ya sea por un aumento de sus ingresos (incremento en  $r_t^L$ ) o una disminución en sus costos (reducción en  $r_t^M$ ). De la misma forma, para el caso de los depósitos, un aumento del diferencial  $r_t^M - r_t^D$  genera incentivos para que el banco aumente su demanda de depósitos, ya que los depósitos son una fuente de financiación más barata que la que ofrece el mercado interbancario. De esta manera, ante un nivel de tasa interbancaria constante, la oferta de crédito de los bancos exhibe una pendiente positiva con respecto a  $r_t^L$ , mientras que la demanda de depósitos muestra una pendiente negativa con respecto a  $r_t^D$ .

En tercer lugar, un factor importante para la determinación de la cantidad de créditos y depósitos se encuentra en las expectativas que tengan los bancos acerca de la evolución futura de los diferenciales  $r_{t+s}^L - r_{t+s}^M$  y  $r_{t+s}^M - r_{t+s}^D$ , los cuales repercutirán sobre las decisiones actuales de los bancos comerciales. Al igual que en el análisis anterior, si los bancos esperan que en el futuro los diferenciales  $r_{t+s}^L - r_{t+s}^M$  y  $r_{t+s}^M - r_{t+s}^D$  cambien, éstos tratarán de anticipar estos nuevos diferenciales. De esta manera, ante un nivel estable de tasa de interés interbancaria, la demanda de depósitos exhibe una pendiente negativa con respecto a  $E_t(r_{t+s}^D)$ , mientras que la oferta de créditos presenta una pendiente positiva con respecto a  $E_t(r_{t+s}^L)$ .

<sup>9</sup> La derivación de estas funciones se encuentra en el Anexo A.

Con respecto a este último punto, vale la pena destacar el papel de la autoridad monetaria en la evolución de la oferta de créditos y la demanda de depósitos en la economía. En efecto, teniendo en cuenta que la ecuación (1.7) implica que la tasa de interés interbancaria debe igualar a la tasa del banco central, cambios en la tasa de política implican necesariamente un cambio en los diferenciales  $r_t^L - r_t^M$  y  $r_t^M - r_t^D$ . De esta manera, cambios en la tasa de política afectan la composición del portafolio de los bancos. Además, si los bancos esperan que el banco central cambie su tasa de política en el futuro se afecta el portafolio de los bancos comerciales en el presente. Este último argumento destaca la importancia de que el banco central sea confiable, ya que si esta condición no se satisface, las expectativas de los agentes de la evolución futura de la tasa del banco central serán más erráticas, afectando el desempeño actual del mercado bancario.

### 3.2 Equilibrio en el mercado de crédito y depósitos

La caracterización del mercado de créditos y depósitos requiere encontrar las cantidades óptimas de depósitos y créditos y el nivel de tasas de interés que garantiza que la oferta de depósitos y créditos sea igual a su demanda. Para tal fin, se definen la oferta de créditos y la demanda de depósitos como la suma de las demandas de depósitos y ofertas de créditos de cada uno de los bancos comerciales, de la forma:

$$L_t^S = \sum_{i=1}^N L_t^i = L_{t-1} + N \gamma^{-1} \sum_{j=0}^{\infty} \beta^j E_t (r_{t+j}^L - r_{t+j}^M) \quad (1.10)$$

$$D_t^S = \sum_{i=1}^N D_t^i = D_{t-1} + N \gamma^{-1} \sum_{j=0}^{\infty} \beta^j E_t (r_{t+j}^M - r_{t+j}^D) \quad (1.11)$$

Cabe destacar que las conclusiones presentadas en la sección anterior se mantienen en el agregado. De igual manera, se supone que las funciones inversas de oferta de depósitos y demanda de créditos por parte del sector real tienen la forma:<sup>10</sup>

<sup>10</sup> Con respecto a las funciones de demanda de crédito y oferta de depósitos, vale la pena destacar que es posible incluir variables de estado adicionales; sin embargo, ya que el objetivo de este documento se concentra en la transmisión de tasas de interés, únicamente se incluyen estas variables en dichas funciones.

$$r_t^L = b_0 - b_1 L_t^D \quad (1.12)$$

$$r_t^D = c_0 + c_1 D_t^D \quad (1.13)$$

Teniendo en cuenta las consideraciones anteriores, se define el equilibrio competitivo de la economía como el conjunto de tasas de interés  $\{r_t^L, r_t^D, r_t^M, r_t^S\}$  y el conjunto de cantidades  $\{D_t^*, L_t^*, S_t^*\}$ , que satisfacen las siguientes condiciones:

- Dado  $\{r_t^L, r_t^D, r_t^M, r_t^S\}$ , los bancos seleccionan la combinación  $\{D_t^*, L_t^*, S_t^*\}$  que maximiza su función de beneficios, sujeto a una estructura de costos determinada y a la restricción de balance (1.3).
- En el agregado, el conjunto de tasas de interés  $\{r_t^L, r_t^D, r_t^M, r_t^S\}$  vacía los mercados de crédito, de depósitos e interbancario, es decir  $\{r_t^L, r_t^D, r_t^M, r_t^S\}$  toma valores tales que se garantizan las siguientes condiciones:

$$L_t^S = \sum_{i=1}^N L_t^i = L_t^D = L_t^* \quad (1.14)$$

$$D_t^S = \sum_{i=1}^N D_t^i = D_t^D = D_t^* \quad (1.15)$$

$$\sum_{i=1}^N L_t^i = \sum_{i=1}^N S_t^i + \sum_{i=1}^N D_t^i - NR_t \quad (1.16)$$

$$L_t^* = S_t^* + D_t^* - NR_t$$

Esta última condición se obtiene debido a que la suma de las posiciones netas en el mercado interbancario es cero.

De esta manera, en equilibrio  $L_t^S = L_t^D = L_t^*$ . Al utilizar las expresiones (1.10) a (1.12), las tasas de equilibrio para los mercados de créditos y depósitos se encuentran dadas por:

$$r_t^L = b_0 - b_1 \lambda_t^L L_{t-1} - b_1 \lambda_t^L N \gamma^{-1} \sum_{j=0}^{\infty} (\lambda_t^L)^j E_t (b_0 - r_{t+j}^M) \quad (1.17)$$

$$r_t^D = c_0 + c_1 \lambda_t^D D_{t-1} + c_1 \lambda_t^D N \gamma^{-1} \sum_{j=0}^{\infty} (\lambda_t^D)^j E_t (r_{t+j}^M - c_0) \quad (1.18)$$

donde  $\lambda_1^L, \lambda_2^L, \lambda_1^D$  y  $\lambda_2^D$  son raíces positivas que dependen de los parámetros del modelo, donde  $\lambda_1^L, \lambda_1^D < 1 < 1/\beta < \lambda_2^L, \lambda_2^D$ , tal como se discute en el Anexo A. Reorganizando los términos anteriores, se tiene que:

$$r_t^L = \theta_0 + \theta_1 r_t^M + \theta_2 \sum_{j=1}^{\infty} (\lambda_2^L)^j E_t(r_{t+j}^M) \quad (1.19)$$

$$r_t^D = \delta_0 + \delta_1 r_t^M + \delta_2 \sum_{j=1}^{\infty} (\lambda_2^D)^j E_t(r_{t+j}^M) \quad (1.20)$$

En las ecuaciones anteriores,

$$\theta_1 = b_1 \lambda_1^L N \gamma_1^{-1}, \quad \theta_0 = b_0 - b_1 \lambda_1^L L_{t-1} - \theta_1 b_0 \sum_{j=0}^{\infty} (\lambda_2^L)^j$$

$$\delta_1 = c_1 \lambda_1^D N \gamma_2^{-1} \text{ y } \delta_0 = c_0 + c_1 \lambda_1^D D_{t-1} - \delta_1 c_0 \sum_{j=0}^{\infty} (\lambda_2^D)^j$$

### 3.3 Implicaciones de política monetaria

Si bien el modelo expuesto en los párrafos anteriores es relativamente simple, ofrece una serie de herramientas para el análisis de política monetaria. En particular, las ecuaciones (1.7), (1.19) y (1.20) describen la naturaleza de la transmisión de las tasas de interés en la economía, junto con la importancia de la tasa de interés interbancaria como instrumento de política monetaria. En primer lugar, la transmisión entre la tasa de intervención del banco central y la tasa interbancaria es directa, ya que la ecuación (1.7) implica que las tasas de interés interbancaria y de préstamos del banco central deben igualarse, puesto que de otra forma los bancos comerciales encontrarán oportunidades de arbitraje a partir de la reasignación de sus posiciones en el mercado interbancario y con el banco central. De esta manera, la tasa de interés interbancaria se consolida como un instrumento intermedio para la implementación del esquema de metas de inflación expuesto en la sección anterior.

En segundo lugar, la transmisión de la tasa de interés interbancaria mantiene una relación directa con las demás tasas de interés del mercado. En efecto, las relaciones de equilibrio (1.19) y (1.20) indican que existe una relación positiva entre la tasa de interés de créditos y depósitos y la tasa interbancaria. En tercer lugar, el modelo planteado destaca la importancia de las expectativas de la evolución futura de la tasa de interés interbancaria sobre el desempeño de las demás

tasas de interés. De esta manera, la magnitud de la transmisión de tasas de interés dependerá en buena medida del efecto que tenga la tasa de intervención sobre las expectativas de los agentes. Con respecto a este punto, un factor importante para la determinación de las tasas de interés se encuentra asociado al grado de incertidumbre en la que los agentes toman sus decisiones, el cual se refleja en la volatilidad de las tasas de interés. En efecto, en mercados en los que la tasa de interés es volátil, el resultado de un choque de política monetaria resultará más incierto. Esta afirmación es consistente con la evidencia obtenida por Mojón (2000) para la Unión Europea, quien concluye que países en los que la volatilidad de la tasa interbancaria es más alta, el mecanismo de transmisión de la tasa de interés tiende a ser menor que en aquellos países que exhiben una menor volatilidad.

Bajo el esquema anterior, el canal de transmisión de la política monetaria se deriva de la relación existente entre la tasa de política, la tasa de interés interbancaria y las tasas de interés de los créditos de los bancos, afectando de esta manera el crédito y los depósitos. Este canal es conocido como el canal de crédito bancario, el cual, en líneas generales, establece que cambios en la política monetaria afectan la cantidad de depósitos y créditos disponibles en la economía, alterando las decisiones de inversión, la demanda agregada y finalmente, los precios (Mishkin, 1996).

### 4. Aproximación empírica

En las secciones anteriores, se introdujeron algunas consideraciones que establecen las relaciones existentes entre las tasas de interés de depósitos y créditos y la tasa interbancaria, que está determinada en buena medida por los movimientos de las tasas de subastas y lombardas manejadas por el Banrep. Este documento se restringe a tratar de identificar las relaciones dinámicas entre las tasas de interés interbancaria, de créditos y de depósitos, siendo éstas la primera etapa del canal de transmisión de la política monetaria. Siguiendo a Bernanke y Blinder (1992), las relaciones entre las tasas de interés se pueden aproximar por un modelo de vectores autorregresivos con variables exógenas (*Vector Autoregressions with*

*exogenous variables - VARX*<sup>11</sup> en forma reducida, el cual es de la forma:

$$\mathbf{y}_t = \mathbf{A}_0 + \mathbf{A}(\mathbf{Z})\mathbf{Y}_{t-1} + \mathbf{M}(\mathbf{Z})\mathbf{P}_t + \mathbf{e}_t \quad (1.21)$$

donde  $\mathbf{y}_t = (r_t^L, r_t^D, r_t^M)'$  es el vector que contiene los niveles de la tasa de colocación de los bancos comerciales (sin incluir las operaciones de tesorería), la tasa de depósitos a término fijo a 90 días y la tasa interbancaria, todas expresadas en términos nominales, reportadas por el Banrep. Por su parte,  $\mathbf{p}_t = r_t^s$  representa la variable de política, en este caso la tasa de subasta de expansión del Banrep la cual se supone exógena al sistema.<sup>12</sup> Todas las variables se presentan en frecuencia semanal, durante el período comprendido entre enero de 2001 y febrero de 2008.<sup>13</sup> Nótese que al incluir las variables en niveles se permite la existencia de relaciones de cointegración. Por último,  $\mathbf{Z}$  representa el operador de rezagos, es decir,  $\mathbf{Z}^j \mathbf{Y}_t = \mathbf{Y}_{t-j}$ .

Con respecto a la especificación (1.21), vale la pena tener en cuenta ciertas consideraciones. Por un lado, la inclusión de la variable  $\mathbf{p}_t$  permite modelar explícitamente el efecto de las decisiones de política monetaria sobre las demás tasas de interés. El polinomio  $\mathbf{M}(\mathbf{Z})$  puede incluir tanto rezagos como adelantos, de manera que el modelo tiene en cuenta la posibilidad que los individuos intenten “anticipar” los movimientos del banco central, los cuales, de

acuerdo con el modelo planteado en la sección anterior se verían reflejados en cambios uno a uno con la tasa interbancaria. Por último, el vector  $\mathbf{e}_t$  representa el vector de innovaciones del sistema. Teniendo en cuenta la posibilidad de que la volatilidad en el mercado no sea constante, se supone que  $\mathbf{e}_t$  está no autocorrelacionado, con una distribución con media cero y varianza condicional  $H_t$ .

Los resultados de las pruebas de especificación se presentan en el Anexo C.<sup>14</sup> De acuerdo con estas pruebas, se estimó un modelo de corrección de errores con variables exógenas (*Vector Error Correction with exogenous variables - VECX*) con dos relaciones de cointegración incluyendo 10 rezagos de las variables endógenas y una relación contemporánea más 4 rezagos de la primera diferencia de la tasa subasta de expansión, sugeridos por los criterios de Schwarz (1978) y Hannan y Quinn (1979). Cabe destacar que cuando se incluyeron adelantos de la tasa de política en el modelo, éstos no resultaron significativos.

Es importante anotar que, de acuerdo con las pruebas de especificación del modelo, aunque los residuales del modelo no se encuentran autocorrelacionados, existe evidencia de heteroscedasticidad y no normalidad, resultado consistente con la modelación de datos de alta frecuencia (Bollerslev, 1986). En consecuencia, la estimación del modelo incluyó una segunda etapa en la que se estimó un modelo de heteroscedasticidad condicional autorregresiva generalizada (*Generalized Autorregressive Conditional Heteroscedasticity - GARCH*) multivariado (MGARCH) del tipo BEKK sobre los residuales del modelo. Una descripción detallada de estos modelos se encuentra en el Anexo D.

<sup>11</sup> Esta aproximación es comúnmente utilizada en la literatura. Véase por ejemplo los trabajos de Dale y Haldane (1995) y Hülsewig et al (2006), entre otros.

<sup>12</sup> Con relación a la exogeneidad de la variable de política monetaria, en Colombia, como se ilustra en las minutos de la Junta Directiva del Banco de la República (JDBR, la máxima autoridad monetaria), existe una serie de consideraciones adicionales a los niveles de tasa de interés en la toma de decisiones de política. En líneas generales, la JDBR fundamenta sus decisiones en i) la evolución actual de la inflación observada (total y sus principales categorías) y la esperada, capturadas por la encuesta de expectativas de inflación y tasa de cambio realizada mensualmente por el Banrep; ii) la evolución del panorama externo, el crecimiento de la economía y la demanda agregada; y iii) las proyecciones de inflación para los próximos meses. En consecuencia, este documento supone que el banco central determina de manera exógena su tasa de intervención al sistema. Desde mediados de 2007, las minutos de la JDBR se encuentran en el sitio web del Banrep ([www.banrep.gov.co](http://www.banrep.gov.co)).

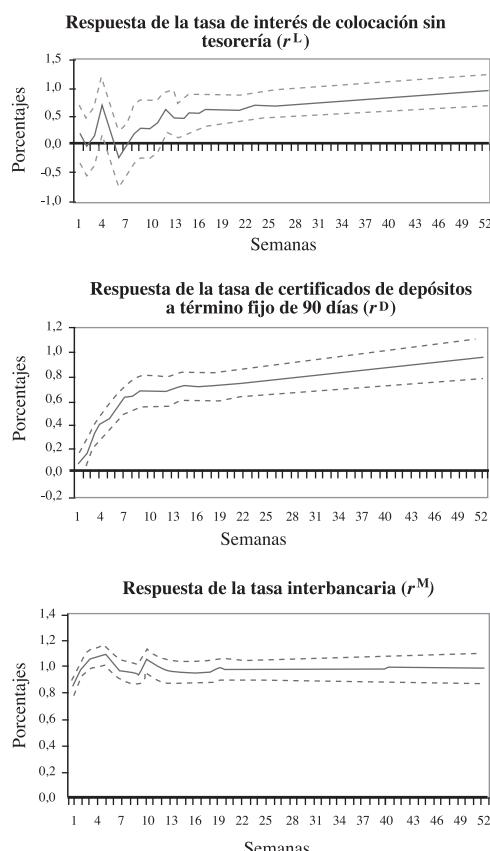
<sup>13</sup> Una descripción detallada de la forma de cálculo de las series se encuentra en el Anexo B.

<sup>14</sup> Teniendo en cuenta que en este caso el modelo VEC incluye variables exógenas, se hace necesario realizar una modificación sobre la estadística de la traza de Johansen (1988, 1991), sugerida por Boswijk y Doornik (2005). Adicional a las pruebas presentadas en el Anexo C, se realizaron pruebas de estabilidad sobre el modelo VECX implementadas por Lutkepohl (2004), de las que se concluye que el modelo es estable. Estos resultados se encuentran disponibles para los interesados vía correo electrónico.

#### 4.1 Efectos de un choque de política monetaria

A partir del modelo VEC-MGARCH, se realizó un análisis de impulso respuesta del sistema ante un incremento permanente de 100 puntos básicos (p.b.) en la tasa subasta de expansión,<sup>15</sup> controlada por el Banrep. Teniendo en cuenta la no normalidad de los residuales del modelo, los intervalos de confianza fueron obtenidos a través de técnicas de bootstrapping, controlando por la heteroscedasticidad estimada en el modelo MGARCH. De acuerdo con los resultados, un incremento de 100 p.b. sobre la tasa subasta de expansión tiene un efecto positivo y significativo sobre la estructura de tasas de interés interbancaria, de depósitos y de créditos (véase gráfico 1).

**Gráfico 1. Funciones de impulso respuesta**



\* Función que muestra la respuesta de las series ante un choque permanente de 100 p.b. en la tasa subasta de expansión (RS). Intervalos de confianza de 90% obtenidos a través de técnicas bootstrapping con 1000 repeticiones.

Fuente: Cálculo de los autores.

<sup>15</sup> Véase Lutkepohl (2005).

A partir de los resultados obtenidos es posible caracterizar la dinámica de la transmisión de las tasas de interés en la economía. En primer lugar, el efecto de la política monetaria sobre la tasa interbancaria es el esperado, tanto en signo como en magnitud. En efecto, la tasa interbancaria es la tasa que responde de forma más rápida al choque en la tasa de subasta de expansión. En la semana que se presenta el choque, la respuesta contemporánea de la tasa interbancaria se encuentra alrededor de 80 p.b. para ubicarse alrededor de 100 p.b. después de la segunda semana. De esta manera, se confirma la idoneidad de la tasa interbancaria como meta intermedia de la política monetaria en Colombia, ya que debido a su estrecha relación con los instrumentos de política, al menos en una primera etapa, responde de manera rápida y estable ante un choque de política.

En segundo lugar, si bien el efecto de mediano plazo (después de un año) de un choque de política monetaria sobre las tasas de interés de depósitos y de créditos es similar (alrededor de 100 p.b.), su dinámica en el corto plazo resulta diferente. En efecto, la tasa de certificados de depósito a 90 días reacciona de manera suave ante el choque de política durante todo el período. Los incrementos más significativos se encuentran alrededor del primer trimestre y posteriormente su ritmo de aumento tiende a moderarse. Por su parte, la tasa de créditos muestra un comportamiento más errático las primeras semanas después del choque, para posteriormente estabilizarse después de un trimestre. Una posible explicación de este resultado se encuentra asociada a la duración media de los depósitos y créditos. En efecto, de acuerdo con las series incluidas en el documento, el plazo promedio de los créditos otorgados por los bancos es superior a un año, mientras que el plazo de los depósitos considerados es de 90 días. En consecuencia, los pasivos de los bancos (depósitos) pueden ajustarse de manera más rápida que los activos (créditos). Una segunda explicación se encuentra en la volatilidad que exhibe la tasa de créditos, ya que, como se discutió en la sección anterior, mayor volatilidad en las tasas de interés afecta la transmisión de la política monetaria.

Sin embargo, vale la pena destacar que el análisis de impulso respuesta sugiere que el efecto de largo plazo

de un choque de política monetaria sobre la tasa de interés de los créditos es similar al efecto de este mismo choque sobre la tasa de depósitos. En efecto, si bien en el corto plazo la dinámica de las tasas de créditos y depósitos difiere, en el largo plazo tiende a estabilizarse y ser de la misma magnitud. Además, la magnitud de las funciones de impulso respuesta se encuentran en línea con los resultados obtenidos en otros trabajos realizados para el caso colombiano. Por ejemplo, Huertas et al (2005) utilizan ejercicios de estadística descriptiva para calcular el impacto de la tasa de subasta de expansión sobre la tasa interbancaria y la tasa de depósitos y, si bien los resultados con respecto a la tasa de depósitos difieren levemente, sus conclusiones son similares a las que se derivan del gráfico 1.

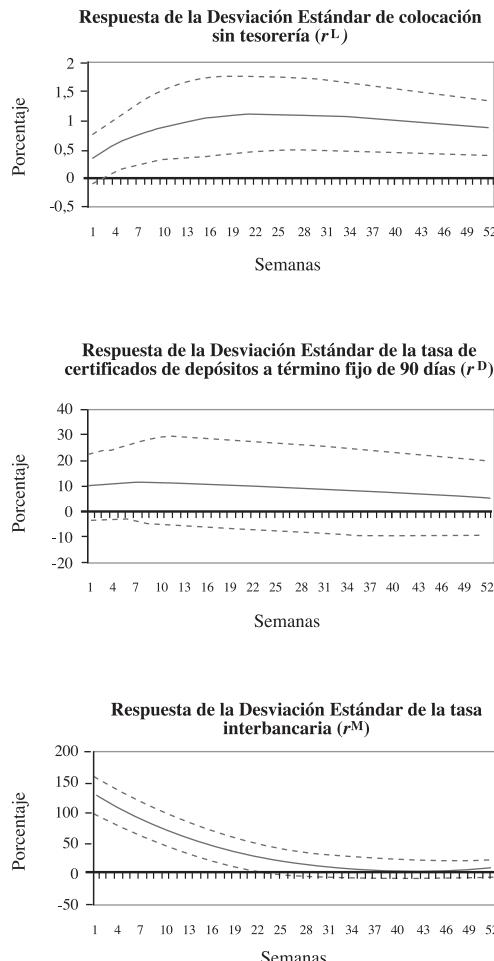
#### **4.2 Efectos de un choque de política monetaria sobre la volatilidad de las tasas de interés**

Al igual que en el caso anterior, también es posible establecer cuál es el impacto de un choque de política monetaria sobre la volatilidad de las tasas de interés. Como se mencionó, incrementos en la volatilidad de las tasas de interés asociados a las decisiones de política monetaria dificultan la acción de los bancos centrales, ya que ante tasas de interés más volátiles, la magnitud de la transmisión puede verse afectada, debido a que los agentes toman sus decisiones en escenarios de mayor incertidumbre. Con este fin se utilizó la aproximación empírica de Hafner y Herwartz (2006), en la que se calculan las funciones de impulso respuesta sobre la varianza condicional (Volatility Impulse Response Functions - VIRF) de la serie a partir de los parámetros del modelo MGARCH estimado. Una discusión detallada de la implementación de las VIRF se encuentra en el Anexo E. Cabe anotar que, para realizar una interpretación más apropiada, Hafner y Herwartz (2006) proponen escalar cada elemento de la VIRF con respecto a las volatilidades condicionales estimadas en el período donde se realiza el choque. En consecuencia, las funciones VIRF dependerán de este período y se interpretan como desviaciones porcentuales de la volatilidad condicional de las series en el período del choque. A partir de estos resultados es posible analizar la reacción, en términos de volatilidad, de las tasas de los mercados de depósitos y créditos ante cambios en la política monetaria, los que en este contexto se

representan a partir de un choque en el término de innovación asociado al proceso generador de datos de la tasa de interés interbancaria, teniendo en cuenta la estrecha relación existente entre esta tasa y la tasa de intervención del banco central, descrita en la Sección 2 y ratificada por los resultados presentados en la Sección 4.1.

Las funciones VIRF estimadas se presentan en el gráfico 2. Para este caso se presenta la respuesta de las volatilidades de las series ante un choque en el término de perturbación asociado a la tasa interbancaria de 25 puntos básicos, para la primera semana de agosto de 2002. En general, la respuesta ante un choque de política monetaria resulta en un incremento positivo y significativo sobre la volatilidad de la tasa interbancaria, superior a 100% de la volatilidad observada antes del choque y su efecto ha desaparecido completamente alrededor de 20 semanas después. Sin embargo, la transmisión del choque hacia las demás tasas de interés es relativamente pequeña. En efecto, mientras que la respuesta de la volatilidad de la tasa de créditos ante un choque de política resulta en un incremento menor a 1% de la volatilidad observada antes del choque, la respuesta para la volatilidad de la tasa de depósitos resulta no significativa. Este resultado tiene diferentes implicaciones. En primer lugar, la respuesta de la volatilidad del mercado ante un choque de política monetaria baja, lo que evidencia que la credibilidad del banco central es alta. No obstante, este resultado destaca la importancia del efecto de un choque de política monetaria sobre la volatilidad en la transmisión de tasas de interés. En efecto, un choque de política monetaria incrementa la volatilidad de la tasa de créditos, lo que a su vez dificulta la transmisión de este choque de política en este mercado en el corto plazo (véase gráfico 1). En el mediano plazo, el efecto del choque de política tiende a desvanecerse, permitiendo que un choque de política sea completo.

Gráfico 2. Funciones de impulso respuesta en varianza\*



\* Función VIRF que muestra la respuesta en la desviación estándar de las series ante un choque de 25 p.b. en la tasa interbancaria (RM) en la primera semana de agosto de 2002. Intervalos de confianza de 90% obtenidos a través de técnicas *bootstrapping* con 1000 repeticiones

Fuente: Cálculo de los autores

#### 4.3 Sensibilidad de los resultados

Por último, en los siguientes párrafos se incluyen algunas consideraciones adicionales, con el fin de verificar qué tan sensibles son los resultados expuestos en esta sección ante cambios en la especificación del modelo. En particular, se tienen en cuenta dos reflexiones particulares. En primer lugar, analiza el efecto del uso de la tasa de encaje como instrumento de política complementario a las tasas de interés. En segundo lugar, se evalúa el impacto de un choque de

política sobre la volatilidad de las tasas de interés en otras fechas adicionales, con el fin de verificar si los resultados anteriores se mantienen sobre toda la muestra. Con respecto al primer punto, a mediados de 2007, el Banrep utilizó como medida complementaria a su política de tasas de interés variaciones en los encajes, fijando el encaje ordinario y el encaje marginal en 8,3% y 27%, respectivamente, tanto para las cuentas de ahorro como para las cuentas corrientes.<sup>16</sup> Para evaluar el efecto que tuvo esta medida sobre el mecanismo de transmisión de tasas de interés, se especificó un modelo VARX de la forma:

$$\mathbf{y}_t = \mathbf{A}_0 + \mathbf{A}(Z)\mathbf{Y}_{t-1} + \mathbf{M}(Z)\mathbf{p}_t + \mathbf{e}_t \quad (1.22)$$

En este modelo, el vector de variables exógenas se encuentra definido como  $\mathbf{p}_t = (r_t^s, I_{encaje} r_t^s)'$ , donde  $r_t^s$  representa la tasa subasta de expansión e  $I_{encaje}$  es una variable indicadora que toma el valor de uno a partir de la tercera semana de junio de 2007. Al evaluar los resultados, la inclusión de esta nueva variable no resulta significativa para la explicación del modelo y las conclusiones de las funciones de impulso respuesta presentadas en el gráfico 1 no varían de manera importante.<sup>17</sup> Con respecto al segundo punto, se estimaron las funciones VIRF y sus intervalos de confianza cada 73 semanas (aproximadamente una quinta parte de la muestra), resultados que se presentan en el cuadro 1.<sup>18</sup> En general, aunque las magnitudes varían, las respuestas de la volatilidad de la tasa interbancaria y de las tasas de los créditos y los depósitos mantienen un comportamiento similar. En efecto, ante un choque monetario, la respuesta de la volatilidad de la tasa interbancaria se duplica en las primeras semanas después del choque, pero su respuesta se disipa alrededor de 5 meses después. Por su parte, la respuesta de la volatilidad de la tasa de créditos exhibe un aumento significativo inferior a 2%, mientras que para la respuesta de la varianza condicional de la tasa de depósitos no es significativa en ninguno de los períodos evaluados.

<sup>16</sup> <http://www.banrep.gov.co/sala-prensa/com2007-4.htm#15062007>

<sup>17</sup> Estos resultados no se presentan en el documento, sin embargo, se encuentran disponibles a solicitud de los interesados.

<sup>18</sup> Vale la pena destacar que las conclusiones se mantienen cuando se realizan ejercicios similares a los presentados en el cuadro 1 para fechas arbitrarias, en particular, fechas relacionadas con movimientos específicos de política monetaria.

De esta manera, los análisis de impulso respuesta sugieren que la dinámica que exhibe el esquema de transmisión de política monetaria a través de las tasas de interés opera de manera apropiada. Por un lado, el efecto de un choque de política monetaria sobre la tasa interbancaria tiene el signo y la magnitud esperada por el banco central y su transmisión a las demás

tasas de interés se consolida relativamente rápido, alrededor de tres meses después. Por otro lado, si bien un choque monetario afecta la volatilidad de la tasa de interés de los créditos de los bancos comerciales, su magnitud no es considerable, mientras que el efecto de un choque monetario sobre la volatilidad de la tasa de interés de los depósitos no es significativo.

**Cuadro 1. Funciones VIRF para choques en diferentes períodos de la muestra (intervalos de confianza entre paréntesis)\***

Choque (dd-mm-aa)	VIRF para la variable $r^L$					
	Semana 1	Semana 4	Semana 13	Semana 26	Semana 39	Semana 52
09-08-2002	0,3 (-0,1, 0,8)	0,6 (0,1, 1)	1 (0,4, 1,6)	1,1 (0,5, 1,8)	1 (0,5, 1,6)	0,9 (0,4, 1,3)
	0,4 (-0,1, 0,8)	0,6 (0,2, 1,1)	1,1 (0,4, 1,8)	1,2 (0,5, 1,9)	1,1 (0,5, 1,7)	1 (0,4, 1,5)
26-12-2003	0,4 (-0,1, 0,8)	0,7 (0,2, 1,2)	1,2 (0,4, 1,9)	1,3 (0,6, 2)	1,2 (0,5, 1,8)	1 (0,4, 1,6)
	0,4 (-0,1, 0,9)	0,7 (0,2, 1,2)	1,2 (0,5, 1,9)	1,3 (0,6, 2,1)	1,2 (0,6, 1,9)	1 (0,5, 1,6)
06-05-2005	0,4 (-0,1, 0,9)	0,7 (0,2, 1,2)	1,2 (0,4, 1,9)	1,3 (0,6, 2)	1,2 (0,5, 1,8)	1 (0,4, 1,6)
	0,4 (-0,1, 0,9)	0,7 (0,2, 1,2)	1,2 (0,5, 1,9)	1,3 (0,6, 2,1)	1,2 (0,6, 1,9)	1 (0,5, 1,6)
22-09-2006	0,4 (-0,1, 0,9)	0,7 (0,2, 1,2)	1,2 (0,5, 1,9)	1,3 (0,6, 2,1)	1,2 (0,6, 1,9)	1 (0,5, 1,6)
	0,5 (-0,1, 1,1)	0,9 (0,2, 1,5)	1,5 (0,5, 2,4)	1,6 (0,7, 2,6)	1,5 (0,7, 2,3)	1,3 (0,6, 2)
Choque (dd-mm-aa)	VIRF para la variable $r^D$					
	Semana 1	Semana 4	Semana 13	Semana 26	Semana 39	Semana 52
09-08-2002	9,6 (-4, 23,1)	10,9 (-2,9, 24,7)	11,2 (-6,5, 28,8)	9 (-8,5, 26,5)	6,8 (-9,5, 23,1)	5,1 (-9,4, 19,7)
	13,1 (-5,6, 31,8)	14,9 (-5, 34,8)	15,3 (-8,2, 38,8)	12,3 (-10,7, 35,4)	9,3 (-12,2, 30,8)	7 (-12,3, 26,3)
26-12-2003	13,9 (-6,5, 34,4)	15,9 (-5, 36,8)	16,3 (-8,7, 41,3)	13,1 (-10,3, 36,6)	9,9 (-11,5, 31,3)	7,5 (-11,4, 26,3)
	7,6 (-3,3, 18,5)	8,7 (-2,7, 20)	8,9 (-4,4, 22,2)	7,2 (-6, 20,3)	5,4 (-6,7, 17,5)	4,1 (-6,6, 14,8)
06-05-2005	8,5 (-3,6, 20,6)	9,7 (-2,7, 22,1)	10 (-5, 25)	8 (-7,2, 23,3)	6,1 (-7,6, 19,7)	4,6 (-7,5, 16,6)
Choque (dd-mm-aa)	VIRF para la variable $r^M$					
	Semana 1	Semana 4	Semana 13	Semana 26	Semana 39	Semana 52
09-08-2002	128 (96,3, 159,8)	105,9 (81, 130,7)	56,3 (28,9, 83,7)	17,6 (-6, 41,3)	5,6 (-11,5, 22,6)	8 (-6,3, 22,4)
	169,3 (130, 208,7)	140 (107, 173)	74,4 (38,4, 110,5)	23,3 (-7,4, 54,1)	7,4 (-15,6, 30,4)	10,6 (-8,2, 29,5)
26-12-2003	134,8 (102,6, 167)	111,5 (84,2, 138,7)	59,3 (29,4, 89,1)	18,6 (-5,7, 42,8)	5,9 (-11,3, 23)	8,5 (-6,4, 23,4)
	134,9 (102,1, 167,6)	111,5 (84,5, 138,5)	59,3 (31,4, 87,1)	18,6 (-6,2, 43,3)	5,9 (-13, 24,7)	8,5 (-6,7, 23,6)
06-05-2005	153,9 (119,6, 188,1)	127,2 (99, 155,4)	67,6 (34,2, 101,1)	21,2 (-8,4, 50,8)	6,7 (-14,8, 28,2)	9,7 (-7,7, 27,1)

\* Función VIRF que muestra la respuesta en la desviación estándar de cada una de las series ante un choque de 25 pb. en la tasa interbancaria (RM). Intervalos de confianza de 90% obtenidos a través de técnicas *bootstrapping* con 1000 repeticiones. Todas las cifras están en porcentaje.

Fuente: Cálculo de los autores

## 5. Conclusiones

Este documento verifica la existencia de al menos un canal de transmisión de política monetaria en Colombia durante el período 2001 a 2008, tiempo en el cual la política monetaria se ha manejado bajo el esquema de metas de inflación.

En particular, este documento utiliza un modelo teórico simple en el cual es posible identificar las principales relaciones entre las tasas de interés de política monetaria, la tasa interbancaria y las tasas de depósitos y créditos, y posteriormente se incluyen consideraciones particulares que deben ser tenidas en cuenta bajo un esquema de metas de inflación. En particular, las decisiones de política monetaria en este esquema no solamente deben procurar mantener en un nivel apropiado su instrumento de política, generalmente la tasa de interés, sino que además se preocupa por mantener estabilidad en la economía, reduciendo la volatilidad de las tasas de interés. En este orden de ideas, la dinámica de la transmisión de un choque de política monetaria sobre las tasas de interés es aproximada a través de modelos VECX-MGARCH, los cuales permiten no solo evaluar el impacto de un choque de política monetaria en el nivel de las tasas de interés, sino que, además incorpora la posibilidad de evaluar choques de política sobre la volatilidad de las mismas.

En general, los resultados derivados del modelo econométrico son satisfactorios. En primer lugar, los resultados de las funciones de impulso respuesta indican que, en el mediano plazo, la transmisión de un choque en la tasa de interés de política es completa sobre las tasas de interés del mercado, entendiendo esto como una relación uno a uno entre la tasa subasta de expansión con la tasa de interés interbancaria y las tasas de interés de los bancos comerciales. En efecto, un incremento de cien puntos básicos sobre la tasa subasta de expansión (el instrumento de política monetaria) se ve reflejado en un aumento de la misma magnitud sobre la tasa interbancaria (el objetivo intermedio de política) dos semanas después. Al igual que con la tasa interbancaria, un aumento en la tasa subasta de expansión tiene una relación uno a uno con las tasas de créditos y depósitos de los bancos

comerciales, aunque en este caso dicha magnitud se observa cerca de un año después.

Con respecto a otros trabajos sobre la transmisión de tasas de interés en Colombia, este documento exhibe ciertas similitudes y diferencias. Al igual que en Betancourt et al (2008b) la transmisión de la política monetaria en el corto plazo es relativamente baja, mientras que en el mediano plazo la magnitud de la transmisión se encuentra cercana a la unidad. Sin embargo, este documento encuentra evidencia de que la transmisión de tasas de interés es completa, mientras que las magnitudes reportadas por Huertas et al (2005), Melo y Becerra (2006), Betancourt et al (2008a) y Betancourt et al (2008b), resultan inferiores. Una posible explicación a estas diferencias se encuentra en las muestras analizadas por cada una de estas investigaciones, ya que la mayoría de estos trabajos se incluyen períodos anteriores a la implementación del esquema de metas de inflación, períodos en los que la tasa de interés interbancaria no era la meta intermedia de política, por lo que no necesariamente debe seguir de cerca los objetivos del banco central.

En segundo lugar, respecto a los análisis de impulso respuesta sobre la varianza condicional de las series, la respuesta de la volatilidad de las tasas de interés ante un choque de política monetaria sugieren que, si bien el banco central afecta la tasa de más corto plazo (la tasa interbancaria), su efecto sobre la tasa de créditos es relativamente pequeño y en el caso de la tasa de depósitos, no significativo. Esto tiene importantes implicaciones para la evaluación de la efectividad de la política monetaria, ya que los resultados sugieren que la credibilidad y efectividad de las medidas del banco central son altas, en razón a que, por un lado, la transmisión del choque de política es completa y, por otro lado, su efecto sobre la volatilidad es reducido.

## Referencias

- Amato, J. D.; Laubach, T. “The value of interest rate smoothing: how the private sector helps the Federal Reserve”, *Economic Review*, núm. Q III, Federal Reserve Bank of Kansas City, pp. 47-64, 1999.
- Bauwens, L.; Laurent, S.; Rombouts, J. V. K. “Multivariate GARCH models: a survey”, *Journal of Applied Econometrics*, vol. 21, núm. 1, pp. 79-109, 2006.
- Becerra, O.; Melo, L. F. “Transmisión de tasas de interés bajo el esquema de metas de inflación: evidencia para Colombia”, *Borradores de Economía*, núm. 519, Banco de la República, 2008.
- Bernanke, B.; Blinder, A. “The federal funds rate and the channels of monetary transmission” *The American Economic Review*, vol. 82, núm. 4, American Economic Association, pp. 901-921, septiembre de 1992.
- Betancourt, R.; Rodríguez, N.; Vargas, H. (a). “Interest rate pass-through in Colombia: a micro-banking perspective”, *Cuadernos de Economía (Latin American Journal of Economics)*, Instituto de Economía - Pontificia Universidad Católica de Chile, vol. 45, núm. 131, pp. 29-58, 2008.
- Betancourt, R.; Misas, M.; Bonilla, L. (b). “Pass-through' de las tasas de interés en Colombia: un enfoque multivariado con cambio de régimen”, *Borradores de Economía*, núm. 535, Banco de la República, 2008.
- Bléjer, M.; Leone, A. “Introduction and overview”. Bléjer, M.; Ize, A.; Leone, A.; Werlang, S. (eds.), *Inflation targeting in practice: strategic and operational issues and application to emerging market economies*, International Monetary Fund, pp. 1-7, 2000.
- Blinder, A. S. “Central bank credibility: why do we care? How do we build it?”, *NBER Working Papers*, núm. 7161, National Bureau of Economic Research, 1999.
- Bollerslev, T. “Generalized autoregressive conditional heteroscedasticity”, *Journal of Econometrics*, Elsevier, vol. 31, núm. 3, pp. 307-327, abril de 1986.
- Bollerslev, T. “Modelling the coherence in short-run nominal exchange rates: a multivariate generalized ARCH model”, *The Review of Economics and Statistics*, MIT Press, vol. 72, núm. 3, pp. 498-505, agosto de 1990.
- Bollerslev, T.; Engle, R. F.; Wooldridge, J. M. “A capital asset pricing model with time-varying covariances”, *Journal of Political Economy*, University of Chicago Press, vol. 96, núm. 1, pp. 116-131, febrero de 1988.
- Boswijk, H. P.; Doornik, J. A. “Distribution approximations for cointegration tests with stationary exogenous regressors”, *Journal of Applied Econometrics*, vol. 20, núm. 6, pp. 797-810, 2005.
- Bredin, D.; Fitzpatrick, T.; O'Reilly, G. “Retail interest rate pass-through: the irish experience”, *The Economic and Social Review, Economic and Social Studies*, vol. 33, núm. 2, pp. 223-246, 2002.
- Dale, S.; Haldane, A. G. “Interest rates and the channels of monetary transmission: some sectoral estimates”, *European Economic Review*, Elsevier, vol. 39, núm. 9, pp. 1611-1626, diciembre de 1995.
- Engle, R. F.; Kroner, K. F. “Simultaneous generalized ARCH”, *Econometric Theory*, Cambridge University Press, vol. 11, pp. 122-150, 1995.
- Franses, P.; van Dijk, D. “Nonlinear time series models in empirical finance”, Cambridge, Ed. Cambridge University Press, 2000.
- Freixas, X.; Rochet, C. “Microeconomics of banking”, Cambridge, Ed. The MIT Press, 1997.

- Gómez, J.; Uribe, J. D.; Vargas, H. “The implementation of inflation targeting in Colombia”, Borradores de Economía, núm. 202, Banco de la República, 2002.
- Hafner, C. M.; Herwartz, H. “Volatility impulse responses for multivariate GARCH models: An exchange rate illustration”, Journal of International Money and Finance, Elsevier, vol. 25, núm. 5, pp. 719-740, agosto de 2006.
- Hannan, E. J.; Quinn, B. G. “The Determination of the order of an autoregression”, Journal of the Royal Statistical Society, Series B (Methodological), vol. 41, núm. 2, pp. 190-195, 1979.
- Huertas, C.; Jalil, M.; Olarte, S.; Romero, J. “Algunas consideraciones sobre el canal del crédito y la transmisión de tasas de interés en Colombia”, Borradores de Economía, núm. 351, Banco de la República, 2005
- Hülsewig, O.; Mayer, E.; Wollmershauser, T. “Bank loan supply and monetary policy transmission in Germany: an assessment based on matching impulse responses”, Journal of Banking and Finance, Elsevier, vol. 30, núm. 10, pp. 2893-2910, 2005.
- Johansen, S. “Statistical analysis of cointegration vectors”, Journal of Economic Dynamics and Control, Elsevier, vol. 12, núm. 2-3, pp. 231-254, 1988.
- Johansen, S. “Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models”, Econometrica, Econometric Society, vol. 59, núm. 6, pp. 1551-1580, noviembre de 1991.
- Kok Sorensen, C.; Werner, T. “Bank interest rate pass-through in the euro area: a cross country comparison”, Working Paper Series, núm. 580, European Central Bank, 2006.
- Longworth, D. “The canadian monetary transmission mechanism”. Blejer, M.; Ize, A.; Leone, A.; Werlang, S. (eds.), Inflation targeting in practice: strategic and operational issues and application to emerging market economies, International Monetary Fund, pp. 37-43, 2000.
- Lütkepohl, H. “Applied time series econometrics”, Cambridge, Ed. Cambridge University Press, 2004.
- Lütkepohl, H. “New introduction to multiple time series analysis”, Berlin, Ed. Springer, 2004.
- Melo, L. F.; Becerra, O. “Una aproximación a la dinámica de las tasas de interés de corto plazo en Colombia a través de modelos GARCH multivariados”, Borradores de Economía, núm. 366, Banco de la República, 2006.
- Mishkin, F. “The channels of monetary transmission: lessons for monetary policy”, NBER Working Paper Series, núm. 5464, National Bureau of Economic Research, 1996.
- Mojon, B. “Financial structure and the interest rate channel of ECB monetary policy”, Working Paper Series, núm. 40, European Central Bank, 2000.
- Sargent, T. “Macroeconomic theory”, New York, Ed. Academic Press, 1979.
- Schwarz, G. “Estimating the dimension of a model”, The Annals of Statistics, Institute of Mathematical Statistics, vol. 6, núm. 2, pp. 461-464, marzo de 1978.
- Tuysuz, S. “The effects of a greater central bank credibility on interest rates level and volatility response to news in the U. K”, MPRA Paper, núm. 5263, University Library of Munich, Germany, 2007.
- Weth M. A. “The pass-through from market interest rates to bank lending rates in Germany”, Discussion Paper Series 1: Economic Studies, núm. 2002, 11, Deutsche Bundesbank Research Centre, 2002.

## Anexo A

### Un modelo de la actividad bancaria

Como se mencionó, el modelo utilizado en este documento es una extensión del presentado en Hülsewig et al (2006), que incluye el mercado de depósitos. En este anexo se presenta la metodología utilizada para llegar a los resultados (1.8), (1.9), (1.17) y (1.18). Por simplicidad, este anexo únicamente reporta los resultados concernientes a la oferta de créditos, ya que los resultados para la demanda de depósitos pueden ser obtenidos utilizando los mismos argumentos que los presentados a continuación:

- **Derivación de la oferta óptima de créditos**  
En el modelo planteado anteriormente, la condición de primer orden para la oferta de créditos es:

$$\beta E_t L_{t+1}^i (1 + \beta) L_t^i + L_{t+1}^i = -\gamma_t^i (r_t^L - r_t^M) \quad (1.23)$$

al utilizar las propiedades del valor esperado condicional, tal que  $E_t L_s = L_s$  para  $s \leq t$ , se tiene que:

$$\beta \left( 1 - \frac{(1 + \beta)}{\beta} H + \frac{1}{\beta} H^2 \right) E_t L_{t+1}^i = -\gamma_t^i (r_t^L - r_t^M) \quad (1.24)$$

donde  $H$  es un operador tal que  $H^{-1} E_t X_t = E_t X_{t+1}$ . La expresión anterior puede factorizarse como:

$$\left( 1 - \frac{1}{\beta} H \right) (1 - H) E_t L_{t+1}^i = -(\beta \gamma_t^i)^{-1} (r_t^L - r_t^M) \quad (1.25)$$

y utilizando el resultado para polinomios geométricos  $(1 - \lambda H)^{-1} x_t = -\sum_{j=1}^{\infty} \lambda^j x_{t+j}$  para  $|\lambda| > 1$  (Sargent, 1979, p. 173), sobre  $x_t = E_t (r_t^L - r_t^M)$  se obtiene:

$$E_t L_{t+1}^i = L_t^i + (\beta \gamma_t^i)^{-1} \sum_{j=1}^{\infty} \beta^j E_t (r_{t+j}^L - r_{t+j}^M) \quad (1.26)$$

Al actualizar el conjunto de información al período y reorganizar términos, se obtiene que el proceso que

satisface la solución de la condición de primer orden establecida en (1.23) es (Sargent, 1979, p. 336):<sup>19</sup>

$$L_t^i = L_{t+1}^i + \gamma_t^i \sum_{j=0}^{\infty} \beta^j E_t (r_{t+j}^L - r_{t+j}^M) \quad (1.27)$$

#### - Tasa de interés de equilibrio en el mercado de créditos

Para encontrar la tasa de interés de equilibrio en el mercado de créditos, al agregar la ecuación (1.23) sobre los  $N$  bancos se tiene que:

$$\beta E_t L_{t+1}^i (1 + \beta) L_t^i + L_{t+1}^i = -N \gamma_t^i (r_t^L - r_t^M) \quad (1.28)$$

y al reemplazar la función inversa de demanda (ecuación (1.12)) en (1.28), en equilibrio, la función anterior toma la forma:

$$\beta E_t L_{t+1}^i (1 + N \gamma_t^i b_t + \beta) L_t^i + L_{t+1}^i = -N \gamma_t^i (b_0 - r_t^M)$$

$$\beta E_t L_{t+1}^i \Psi L_t^i + L_{t+1}^i = -N \gamma_t^i (b_0 - r_t^M) \quad (1.29)$$

Reexpresando el polinomio  $\beta(1 - \Psi \beta^{-1} H + \beta^{-1} H^2)$  como  $\beta(1 - \lambda_1^L H)(1 - \lambda_2^L H)$ , es posible reformular la expresión anterior como:

$$\beta(1 - \lambda_1^L H)(1 - \lambda_2^L H) E_t L_{t+1}^i = -N \gamma_t^i (b_0 - r_t^M) \quad (1.30)$$

donde  $\lambda_1^L$  y  $\lambda_2^L$  son las inversas de las raíces del polinomio característico  $(1 - \Psi \beta^{-1} z + \beta^{-1} z^2) = 0$ . Utilizando un análisis similar al caso anterior, el proceso solución que satisface esta condición está dado por (Sargent, 1979, p. 336):

<sup>19</sup> Cabe anotar que los resultados requieren que el proceso de diferencial de tasas de interés  $E_t (r_t^L - r_t^M)$  sea acotado. Las condiciones para garantizar el acotamiento de este proceso se encuentran en Sargent (1979, pag- 336).

$$L_t = \lambda_1^L L_{t+1} + \lambda_1^L N \sum_{j=0}^{\infty} (\lambda_2^L)^j E_t (b_0 - r_{t+j}^M) \quad (1.31)$$

Para obtener la tasa de interés de equilibrio, basta con reemplazar la cantidad óptima de créditos en la ecuación de demanda (1.12).

## Anexo B

### Tasas de interés utilizadas en el documento

Para evaluar la transmisión de un choque de política monetaria sobre las demás tasas de interés, se utilizaron cuatro tasas, la tasa subasta de expansión ( $r^s$ ), la tasa interbancaria ( $r^M$ ), la tasa de certificados de depósitos a término fijo de 90 días ( $r^D$ ) y la tasa de colocación sin tesorería ( $r^L$ ) durante el período comprendido entre enero de 2001 y febrero de 2008, todas expresadas en términos nominales, en frecuencia semanal. A continuación se describen las principales generalidades y metodologías de cálculo para cada una de las tasas anteriores.<sup>20</sup>

#### A. Tasas de intervención del Banco de la República

**Tasas subasta de expansión** (contracción). Son las tasas a las cuales el banco central aumenta (o contrae) liquidez del mercado a través de subastas en las que se ha fijado previamente el monto.

**Tasas lombardas de expansión** (contracción). Es la máxima (mínima) tasa a la cual el banco central expande (contrae) la liquidez del sistema financiero a través de ventanillas en las que se retiran (depositan) montos ilimitados.

Cabe anotar que de estas cuatro tasas, la única tasa que se ha mantenido activa durante todo el período ha sido la tasa subasta de expansión. En efecto, las tasas subasta de contracción, lombarda de expansión y lombarda de contracción han sido cerradas discrecionalmente por el banco central en algunos períodos de la muestra.

#### B. Tasa interbancaria (TIB)

Es la tasa (para un día hábil) a la que negocian los intermediarios financieros entre sí, y no requiere garantía. Se calcula como el promedio ponderado por monto de las tasas negociadas en el día.

#### C. Tasa de certificados de depósitos a término fijo a 90 días (DTF)

Es el promedio de las tasas de interés efectivas de los certificados de depósito a término fijo (CDT) a 90 días, ponderado por monto transado, emitidos por los bancos, corporaciones financieras y compañías de financiamiento comercial. Es calculada por el Banrep

como resultado de todas las operaciones reportadas por los intermediarios financieros a lo largo de una semana que va de viernes a jueves.

#### D. Tasa de colocación (sin tesorería)

La tasa de colocación sin tesorería se calcula como el promedio ponderado por monto transado de las tasas activas de los establecimientos de crédito (bancos, corporaciones financieras, compañías de financiamiento comercial, organismos cooperativos y cooperativas financieras). De acuerdo con la legislación colombiana actual, los créditos de estos establecimientos se agrupan en cuatro diferentes categorías:

##### a. Tasa de crédito preferencial

Es la tasa cobrada a aquellos clientes preferenciales o corporativos que tienen poder de negociación, donde la categoría preferencial implica una menor exposición al riesgo de crédito y, por ende, una tasa relativamente menor a las demás. Incluye las tasas implementadas por todos los establecimientos de crédito.

##### b. Tasa de crédito de tesorería

Es la tasa cobrada a los créditos otorgados a clientes preferenciales o corporativos con un plazo inferior a 30 días, cuyo objetivo primordial es el de solucionar eventuales problemas de liquidez.

##### c. Tasa de crédito de consumo

Es la tasa cobrada a los créditos otorgados a particulares por parte de los establecimientos de crédito, cuyo fin es la adquisición de bienes de consumo o el pago de servicios no comerciales. No se incluyen préstamos con tarjeta de crédito. Se incluyen todos los montos y plazos reportados.

##### d. Tasa de crédito ordinario

La tasa de crédito ordinario está asociada con los créditos que no pueden ser clasificados como de Tesorería o Preferencial. Incluye todos los montos y plazos posibles.

La tasa de colocación sin tesorería es el promedio, ponderado por monto, de las tasas de crédito de consumo, preferencial y ordinario de los días

<sup>20</sup>Adaptado de [http://www.banrep.gov.co/series-estadisticas/see\\_glosa.htm#15](http://www.banrep.gov.co/series-estadisticas/see_glosa.htm#15)

hábiles correspondientes a los anteriores 30 días calendario reportado por los establecimientos de crédito, excluyendo los créditos con una duración inferior a 90 días. Adicionalmente, como su nombre lo indica, esta tasa excluye de su cálculo todos los préstamos asociados con créditos de tesorería.

### Anexo C

#### Pruebas de especificación del modelo VECX-MGARCH

Cuadro C-1. Pruebas de raíz unitaria

Serie	Prueba	Hipótesis Nula	Estadística	Valor Crítico al 5%
$r^L$	Elliott-Rothenberg-Stock DF con constante	No estacionariedad	-0,040	-1,942
$r^L$	KPSS con constante	Estacionariedad	1,808	0,463
$r^D$	Elliott-Rothenberg-Stock DF con constante	No estacionariedad	-0,006	-1,942
$r^D$	KPSS con constante	Estacionariedad	1,692	0,463
$r^M$	Elliott-Rothenberg-Stock DF con constante	No estacionariedad	-0,182	-1,942
$r^M$	KPSS con constante	Estacionariedad	0,509	0,463

Fuente: Cálculo de los autores

Cuadro C-2. Pruebas de cointegración de Johansen

Ho: Rango de $\Pi$	Traza	Estadística Q (Boswijk y Doornik)	Valores críticos al 10% (est. Q)
0	31,16	16,067	12,861
1	14,38	6,987	6,049
2	3,17	1,714	2,289

Fuente: Cálculo de los autores

Cuadro C-3. Vectores de cointegración estimados

Variables	Primer Vector de cointegración	Segundo Vector de cointegración
$r^L$	1	0
$r^D$	0	1
$r^M$	-1,592 (0,285)	-1,540 (0,210)

\*Errores estándar entre paréntesis.

Fuente: Cálculo de los autores

Cuadro C-4. Pruebas de especificación sobre los residuales del modelo VECX(10,4)

Pruebas Univariadas				
Prueba	Hipótesis Nula	Rezago	Estadística	Valor p
Prueba de Engle sobre ecuación $r^L$	No hay efecto GARCH	15	22,79	0,09
Prueba de Engle sobre ecuación $r^D$	No hay efecto GARCH	15	29,44	0,01
Prueba de Engle sobre ecuación $r^M$	No hay efecto GARCH	15	68,86	<0,001

Pruebas Multivariadas				
Prueba	Hipótesis Nula	Rezago	Estadística	Valor p
Portmanteau tipo Ljung-Box sobre los residuales	No existe autocorrelación	90	656,69	0,99
Portmanteau tipo Ljung-Box sobre el cuadrado de los residuales	No hay efecto MGARCH	15	529,60	<0,001

Fuente: Cálculo de los autores

Cuadro C-5. Pruebas de especificación multivariadas sobre los residuales estandarizados del modelo VECX(10,4) - MGARCH(1,1)

Prueba	Hipótesis Nula	Rezago	Estadística	Valor p
Portmanteau tipo Ljung-Box sobre los residuales	No existe autocorrelación	90	765,15	0,87
Portmanteau tipo Ljung-Box sobre el cuadrado de los residuales	No hay efecto MGARCH	15	149,11	0,19
Shapiro	Normalidad	-	0,975	<0,001

Fuente: Cálculo de los autores

Cuadro C-6. Módulos de las raíces de los polinomios asociados al modelo VECX(10,4) - MGARCH(1,1) \*

Módulos de las raíces del polinomio VEC	1,00, 1,01, 1,05, 1,17, 1,17, 1,19, 1,19, 1,19, 1,19, 1,20, 1,20, 1,22, 1,22, 1,25, 1,25, 1,25, 1,25, 1,25, 1,26, 1,26, 1,27, 1,27, 1,28, 1,28, 1,29, 1,29, 1,29, 1,29, 1,57
Módulos de las raíces del polinomio MGARCH	1,03, 1,04, 1,06, 1,06, 1,11, 1,11

\* Módulos menores que uno implican no estacionariedad.

Fuente: Cálculo de los autores

## Anexo D

### Modelos GARCH multivariados

La extensión multivariada de los modelos GARCH corresponde a una generalización de los modelos univariados desarrollados por Bollerslev (1986). En el caso multivariado, la media condicional del proceso  $y_t$  de dimensión  $N \times 1$  puede ser representada por un modelo VARX(l,s):

$$Y_t = \mu + C_1 Y_{t-1} + \dots + C_l Y_{t-l} + D_0 x_t + \dots + D_s x_{t-s} + \varepsilon_t \quad (1.32)$$

Donde  $x_t$  corresponde a un vector de variables exógenas de dimensión  $M$  y  $C_i$  y  $D_i$  representan matrices de coeficientes de dimensiones  $N \times N$  y  $N \times M$ , respectivamente.

Usualmente se asume que los errores del modelo (1.32) tienen una distribución condicional normal multivariada con valor esperado cero (vectorial) y matriz de covarianzas  $H_t$ . Si  $\Psi_t$  denota el conjunto de información disponible hasta el período  $t$ :

$$\varepsilon_t \mid \Psi_{t-1} \sim N(0, H_t) \quad (1.33)$$

Este modelo es denominado VARX-MGARCH. Al igual que en el modelo GARCH( $p, q$ ) del caso univariado, la matriz de covarianzas  $H_t$  depende de las observaciones pasadas de  $\varepsilon_{t-i}$ ,  $i = 1, \dots, q$  y de las matrices de covarianzas  $H_{t-i}$ ,  $i = 1, \dots, q$ . Considerando que  $vech(\cdot)$  denota el operador que transforma la parte triangular inferior (incluyendo la diagonal) de una matriz simétrica  $N \times N$  en un vector de dimensión  $N^* = (N(N + 1)/2)$ , un modelo GARCH( $p, q$ ) multivariado, MGARCH( $p, q$ ), puede ser representado como:

$$vech(H_t) = c + \sum_{i=1}^q A_i vech(\varepsilon_{t-i} \varepsilon'_{t-i}) + \sum_{i=1}^p B_i vech(H_{t-i}) \quad (1.34)$$

La expresión (1.34) es denominada representación  $vec$  del modelo MGARCH,<sup>21</sup>  $A_i$  y  $B_i$  corresponden a matrices de parámetros de dimensión  $N^*$  y  $N^*$  es un vector  $N^* \times 1$ .

Una condición suficiente para la estacionariedad en sentido débil del proceso  $\{\varepsilon_t\}$  se tiene si todas las raíces del determinante de la ecuación matricial (1.35) están por fuera del círculo unitario:

$$\det \left[ I - \sum_{i=1}^{\max(p, q)} (A_i + B_i) z^i \right] = 0 \quad (1.35)$$

Con  $A_{q+1} = \dots = A_p = 0$  si  $p > q$ , y  $B_{p+1} = \dots = B_q = 0$  si  $q > p$ . Bajo el supuesto de estacionariedad débil, la matriz de covarianzas no condicionada de  $\varepsilon_t$  es:

$$vech(H) = \left[ I - \sum_{i=1}^{\max(p, q)} (A_i + B_i) \right]^{-1} \quad (1.36)$$

Un problema del modelo MGARCH( $p, q$ )  $vec$  es su alto número de parámetros,  $\frac{1}{4}(p + q)N^2(N + 1)^2 + \frac{1}{2}N(N + 1)$ ; por lo cual se han propuesto varias alternativas, entre las cuales se encuentran modelos diagonales y modelos basados en GARCH univariados.<sup>22</sup>

Bollerslev *et al* (1988) propusieron los modelos  $vec$  diagonales, o  $dvec$ , en los cuales las matrices  $A_i$  y  $B_i$  son diagonales. Sin embargo, bajo esta representación no se puede garantizar que la matriz de covarianzas  $H_t$  sea definida positiva.

Otra manera de formular los modelos MGARCH es a través de modelos GARCH univariados. Uno de estos casos corresponde al modelo de correlación constante (CCC), sugerido por Bollerslev (1990). Este modelo parte del hecho que  $H_t = \Delta_t R_t \Delta_t'$ , donde  $R_t$  corresponde a la matriz de correlación condicional y  $\Delta_t$  es a la matriz diagonal de desviaciones estándar condicionales.

<sup>21</sup> Bollerslev et al (1988)

<sup>22</sup> Sin embargo, existen otras representaciones de modelos MGARCH. Por ejemplo, generalizaciones de modelos de correlación constante, modelo factoriales, modelos con coeficientes aleatorios, entre otros. Un recuento de este tipo de modelos puede ser consultado en Franses y van Dijk (2000) y Bauwens et al (2006).

El modelo CCC supone que la matriz de correlaciones condicionales es constante en el tiempo y por lo tanto  $H_t = \Delta_t R \Delta_t$ . En esta representación Bollerslev supone que las varianzas condicionales son determinadas de acuerdo a modelos GARCH univariados, mientras que las covarianzas condicionales son determinadas por la relación  $H_t = \Delta_t R \Delta_t$ .

Engle y Kroner (1995) plantearon la siguiente especificación:

$$H_t = C_0' C_0 + \sum_{k=1}^k \sum_{i=1}^q F_{ki}' \boldsymbol{\varepsilon}_{t-i} \boldsymbol{\varepsilon}_{t-i}' F_{ki} + \sum_{k=1}^k \sum_{i=1}^p G_{ki}' H_{t-i} G_{ki} \quad (1.37)$$

donde  $C_0$  es una matriz triangular inferior de orden  $N \times N$  y  $F_{ki}$  y  $G_{ki}$  son matrices  $N \times N$  de parámetros.

Este modelo es conocido como representación BEKK( $p,q,k$ ). En su forma más sencilla, BEKK( $p,q,1$ ), este modelo tiene menos parámetros que los modelos *vec* y presenta dos características positivas. Primero, las matrices  $H_t$  son simétricas y definidas positivas si por lo menos alguna de las matrices  $C_0$  ó  $G_{ki}$  tiene rango completo. Segundo, a diferencia de otros modelos más restrictivos, la representación BEKK permite una mayor dinámica. Por ejemplo, no asume que la matriz de correlaciones condicional sea constante; adicionalmente, este modelo permite una dependencia directa entre la varianza condicional de una variable con respecto a los datos observados de las varianzas condicionales de otras variables del sistema.

El modelo BEKK( $p,q,k$ ) puede ser representado en la notación *vec* utilizando las propiedades de los operadores *vech* y *vec*.<sup>23</sup> Para  $p = q = k = 1$  este modelo se representa como:

$$H_t = C_0' C_0 + F_l' \boldsymbol{\varepsilon}_{t-1} \boldsymbol{\varepsilon}_{t-1}' F_l + G_l' H_{t-1} G_l \quad (1.38)$$

$$\text{vech}(H_t) = \text{vech}(C_0' C_0) + L_N \text{vec}(F_l' \boldsymbol{\varepsilon}_{t-1} \boldsymbol{\varepsilon}_{t-1}' F_l) + L_N \text{vec}(G_l' H_{t-1} G_l) \quad (1.39)$$

$$\text{vech}(H_t) = \text{vech}(C_0' C_0) + L_N (F_l \otimes F_l)' D_N \text{vec}(\boldsymbol{\varepsilon}_{t-1}) + L_N (G_l \otimes G_l)' D_N \text{vech}(H_{t-1}) \quad (1.40)$$

donde  $D_N$  representa la matriz de duplicación tal que para una matriz simétrica  $A$  de dimensiones  $N \times N$ ,  $\text{vec}(A) = D_N \text{vech}(A)$  y  $L_N$  es la matriz de eliminación tal que  $\text{vech}(A) = L_N \text{vec}(A)$ .

## Anexo E

### Función de impulso respuesta en volatilidad

En los modelos de series de tiempo multivariados la función de impulso respuesta se utiliza para analizar el efecto de un choque a una serie del sistema. Este concepto está asociado al modelamiento del primer momento de las series y puede ser generalizado al segundo momento usando modelos GARCH multivariados. Es así como Hafner y Herwartz (2006) definen la función de impulso respuesta en la volatilidad, VIRF, para un modelo MGARCH como la diferencia entre el valor esperado condicional de  $H_t$  con y sin choque:<sup>24</sup>

$$\text{VIRF}_t(\delta) = E[\text{vech}(H_t) | \boldsymbol{\varepsilon}_0 = \delta, \Psi_t] - E[\text{vech}(H_t) | \boldsymbol{\varepsilon}_0 = 0, \Psi_t] \quad (1.41)$$

Por lo tanto, la VIRF indica el efecto que tiene un choque de magnitud  $\delta$  sobre la varianza condicional,  $t$  períodos después de haberse realizado. Para un modelo MGARCH(1,1) en representación *vec* se tiene el siguiente resultado:

$$\text{VIRF}_t(\delta) = \begin{cases} A \text{vech}(\delta \delta') \text{ para } t=1 \\ (A_t + B_t) \text{VIRF}_{t-1}(\delta) \text{ para } t > 1 \end{cases} \quad (1.42)$$

Utilizando las expresiones (1.40) y (1.42), la VIRF para un modelo BEKK(1,1,1) está dada por:

$$\text{VIRF}_t(\delta) = \begin{cases} L_N (F_l \otimes F_l)' D_N \text{vech}(\delta \delta') \text{ para } t=1 \\ L_N (F_l \otimes F_l + G_l \otimes G_l)' D_N \text{VIRF}_{t-1}(\delta) \text{ para } t > 1 \end{cases} \quad (1.43)$$

<sup>23</sup> El operador *vec* transforma una matriz en un vector, posicionando las columnas de la matriz una debajo de otra.

<sup>24</sup> Hafner y Herwartz (2006) utilizan varias definiciones de VIRF. En este documento se utiliza la definición que los autores denominan como CVP, la cual es la más cercana a la definición de la función de impulso respuesta tradicional. Se usa la versión con choque fijo y con línea de comparación cero.

Hafner y Herwartz (2006) proponen dividir cada elemento de la VIRF por las volatilidades condicionales asociadas al período de choque,  $H_0$ . Esto permite interpretar estos resultados como desviaciones porcentuales con respecto a los elementos de  $H_0$ .

Una diferencia importante entre la función de impulso respuesta para un modelo VAR o VARX y la VIRF estandarizada, es que esta última sí depende del período en que se realiza el choque. Esto es debido a que la VIRF estandarizada depende de  $H_0$ .

# Una aproximación no-lineal a las metas de inflación en Guatemala: pronósticos de un modelo autorregresivo de redes neuronales artificiales con predictores monetarios

*Rolando González Martínez*

## Resumen

El pronóstico de la inflación es importante para cualquier banco central, particularmente para aquél que ha adoptado un régimen de metas explícitas de inflación. Modelos lineales se utilizan convencionalmente para pronosticar la inflación; en esta investigación se propone un modelo no-lineal autorregresivo basado en ecuaciones de redes neuronales artificiales, que emplea la emisión monetaria y la tasa de interés como predictores exógenos. El pronóstico no-lineal de la inflación fue comparado con el pronóstico de un modelo lineal Holt-Winters en un experimento de seudopronóstico fuera de muestra. El pronóstico no-lineal resultó estadísticamente más preciso que el pronóstico lineal. De hecho, el pronóstico no-lineal logró reproducir el incremento abrupto del ritmo inflacionario en Guatemala el año 2008. La presencia de respuestas no-proporcionales de la inflación a los instrumentos monetarios y la posibilidad de obtener pronósticos más precisos en el corto y mediano plazo justifican experimentar con modelos no-lineales durante el diseño del esquema de metas explícitas de inflación, como contraste o como alternativa a los modelos lineales tradicionales.

## 1. Introducción

Las metas de inflación (inflation targeting) son una estrategia de política monetaria introducida en Nueva

Zelanda en 1990, que ha demostrado ser exitosa para estabilizar tanto la inflación como la economía real (Svensson, 2007).<sup>1</sup>

A diferencia de las metas monetarias y cambiarias, las metas de inflación comprometen al banco central con el objetivo primario de la estabilidad de precios a través del anuncio de una meta numérica de inflación. Luego de identificar esta meta en base a modelos de predicción, el banco central diseña, ejecuta y evalúa su política monetaria utilizando instrumentos monetarios que se ajustan en la medida necesaria para alcanzar la meta inflacionaria.<sup>2</sup> Por tanto, en este esquema los bancos centrales tienen libertad para decidir qué instrumentos utilizar para alcanzar la meta, pero están forzados a pronosticar el comportamiento futuro de la inflación (Loayza y Soto, 2002). Por este motivo, un elemento clave del régimen de metas inflacionarias es la habilidad de

<sup>1</sup> La meta de inflación puede ser un pronóstico de inflación puntual, o un rango de inflación (un intervalo), en el que el banco central tiene como objetivo la mitad del rango.

<sup>2</sup> Debido a que existe un rezago entre las acciones de política monetaria y el impacto en los objetivos del banco central, la política monetaria es más efectiva si es guiada por pronósticos. De esta manera se ajustan los instrumentos de forma que los pronósticos de los objetivos condicionales a los instrumentos aproximen las metas de inflación (Svensson, 2007).

predecir la inflación.<sup>3</sup> Usualmente métodos lineales se utilizan para el pronóstico de la inflación; en esta investigación en cambio se propone métodos no-lineales<sup>4</sup> basados en una ecuación autorregresiva de redes neuronales artificiales con predictores exógenos monetarios.

El uso de ecuaciones basadas en redes neuronales artificiales como herramienta de predicción se justifica porque este tipo de modelos, cuando están correctamente especificados, producen pronósticos más precisos que mejoran la reputación y la credibilidad del banco central.<sup>5</sup> Adicionalmente, las ecuaciones de redes neuronales artificiales son no-lineales, por lo que serían más adecuadas para analizar una respuesta no-proporcional (no-lineal) de la inflación respecto a cambios en los instrumentos monetarios.<sup>6,7</sup> Serju (2000) también señaló dos ventajas

de los modelos neuronales: 1) la propiedad de aproximación universal, por lo que a pesar de que se desconozca la relación funcional entre los instrumentos monetarios y la inflación, los modelos de redes neuronales pueden aproximar arbitrariamente la relación no-lineal desconocida; y (2) los modelos de redes neuronales han probado ser mejores que otros métodos para pronósticos de mediano plazo, produciendo a la vez buenos pronósticos en horizontes de corto plazo.<sup>8</sup>

El objetivo de este estudio es pronosticar específicamente la inflación en Guatemala con un modelo Autorregresivo de Redes Neuronales Artificiales con X-predictores exógenos monetarios (ARNAX) y comparar el pronóstico ARNAX con el de un modelo lineal.

La hipótesis del estudio es que los pronósticos de la inflación basados en ecuaciones basadas de redes neuronales artificiales pueden ser mejores que los pronósticos realizados con algunos modelos lineales convencionales.<sup>9, 10, 11</sup>

<sup>3</sup> Valle y Morán (2003) establecieron que los pronósticos de inflación son de capital importancia para cualquier banco central, pero en particular para aquél que ha adoptado un esquema de inflation targeting.

<sup>4</sup> La no-linealidad se refiere a las variables, no a los parámetros. Véase Granger (2008).

<sup>5</sup> La credibilidad del banco central es un elemento indispensable cuando se decide adoptar un régimen de metas de inflación, dado que este régimen se fundamenta en crear expectativas en los agentes económicos respecto al estado futuro de la inflación. Si el banco central carece de credibilidad, los agentes no considerarán las metas de inflación anunciamadas y tomarán sus decisiones económicas de acuerdo a sus propias expectativas de inflación.

<sup>6</sup> Para Franses (1998) una serie de tiempo puede considerarse no-lineal cuando un shock de gran magnitud tiene un impacto diferente que un shock leve en el sentido de que el impacto del shock no es proporcional a su magnitud.

<sup>7</sup> Los modelos lineales (como e. g. vectores autorregresivos) asumen implícitamente que la relación entre la inflación y los instrumentos de política monetaria son proporcionales (lineales). Aristizábal (2006) afirmó adecuadamente que: “las funciones de impulso-respuesta derivadas de este análisis son simétricas, implicando que un choque monetario positivo y uno negativo de igual magnitud, conducirán a efectos idénticos, pero con signo opuesto. Adicionalmente, son lineales, de tal forma que los efectos serán siempre proporcionales a la magnitud del choque y, finalmente, son independientes del momento en el que éste ocurre, es decir, que les es indiferente si el choque ocurre en un momento de baja o elevada inflación. Claramente, estos tres rasgos van en contravía de la forma en la que realmente opera la relación entre dinero e inflación. En primer lugar, los agentes económicos son menos sensibles a estímulos de política positivos que negativos, luego el valor absoluto de los efectos de dichos choques no es de la misma magnitud.” También para Solera (2005) el supuesto de relación lineal entre variables podría no justificarse dados los trabajos como e. g. Friedman (1968) que sugieren una asimetría en los efectos de la política monetaria.

<sup>8</sup> Para el diseño de metas de inflación, normalmente se cuenta con dos modelos: 1) un modelo lineal de pronósticos de muy corto plazo que por construcción es ineficiente para realizar pronósticos en el mediano plazo; y 2) un modelo estructural que se utiliza para pronósticos de mediano plazo (multianuales). El hecho de que los modelos basados en ecuaciones de redes neuronales artificiales sean eficientes para el pronóstico tanto en el corto como en el mediano plazo es particularmente interesante, porque sólo un modelo sería necesario para el diseño de metas de inflación y la distinción entre horizontes temporales no dependería de la capacidad predictiva del modelo de pronóstico.

<sup>9</sup> Modelos de pronóstico lineal de la inflación pueden encontrarse en Razzak (2002) y en Stock y Watson (1999), ambos en el contexto de la curva de Phillips. Interesantemente, Stock y Watson (1999) señalan que en la medida que la relación entre la inflación y las variables candidatas sea no-lineal, los resultados de los modelos lineales subestiman las mejoras en el pronóstico que podrían obtenerse.

<sup>10</sup> Una investigación sobre pronósticos de la inflación en Guatemala con métodos lineales como e. g. vectores autorregresivos es Valle y Morán (2003). Pronósticos de la inflación con redes neuronales artificiales pueden encontrarse en Bukhari y Nadeem (2007), Nakamura (2005), Solera (2005), Aristizábal (2006) y Chen et al (2001). Particularmente, Chen et al (2001) utilizaron redes neuronales artificiales con componentes autorregresivos y variables exógenas para pronosticar la inflación.

<sup>11</sup> Kajitani et al (2005) concluyen que los modelos de redes neuronales artificiales pueden ser tan exitosos en la predicción como otros modelos estadísticos, e incluso superar a estos modelos cuando las series a pronosticar contienen características no-lineales y no-gaussianas.

La comprobación de esta hipótesis se realizó con un experimento de seudopronóstico fuera de muestra en el que se comparó los pronósticos de un modelo (lineal) Holt-Winters y los de un modelo no-lineal autorregresivo de redes neuronales artificiales con predictores exógenos (ARNAX). Para contrastar la hipótesis de la investigación, se calculó el estadígrafo Diebold-Mariano de exactitud de pronóstico que evalúa la hipótesis nula de que el pronóstico del modelo ARNAX no es superior al pronóstico del modelo lineal.<sup>12</sup> Si se rechaza esta hipótesis, implicaría que el modelo no-lineal produce pronósticos más precisos, y debe ser considerado como una herramienta alternativa opcional o de contraste a los modelos lineales al momento de pronosticar el ritmo inflacionario en un régimen de metas explícitas de inflación. Esta investigación está estructurada: la sección 2 describe el modelo ARNAX y explica la metodología de pronóstico; la sección 3 ajusta el modelo ARNAX y evalúa la hipótesis de la investigación; la sección 4 concluye.

## 2. Modelo ARNAX y metodología de pronóstico

### 2.1. Redes neuronales artificiales y el modelo ARNAX

Los modelos de redes neuronales artificiales son un tipo de ecuaciones paramétricas no-lineales originalmente diseñadas en ciencias neurológicas para intentar aproximar la forma en la que funciona el cerebro (Frances, 1998, Bukhari y Naddem, 2007). Existe una gran variedad de estos modelos; en esta sección se describirá solamente el perceptrón multicapa utilizado en esta investigación para pronosticar la inflación.

Sea  $\{\gamma_t\}_{t=1}^T$  la serie de tiempo a pronosticar (la inflación), y considérese una representación genérica del modelo de redes neuronales:

$$\gamma_t = w_0 + \sum_{h=1}^i \mathbf{a}_h w_h f(x) + e_t$$

<sup>12</sup> Como en Nakamura (2005) y Kajitani et al (2005).

<sup>13</sup> Este enfoque-comparar estadísticamente la capacidad predictiva entre modelos lineales y no lineales con el estadígrafo Diebold-Mariano- es utilizado también en McNeilis y McAdam (2004).

que contiene  $h$ -unidades ocultas de funciones no-lineales  $f(x)$  que pueden adoptar diferentes formas, como e. g. una función tangente hiperbólica o una función sigmoidal. Las ecuaciones con función sigmoidal:

$$\gamma_t = w_0 + \sum_{h=1}^i \mathbf{a}_h w_h \frac{1}{1 + e^{-\left(q_{h,0} + \sum_{n=1}^j \mathbf{a}_{n,h} q_{h,n} x_{t,n}\right)}} + e_t,$$

tienen la *propiedad de aproximación universal*, que permite a los modelos de redes neuronales aproximar arbitrariamente bien cualquier tipo de función no-lineal desconocida, dadas las  $x$ -variables de entrada (Frances, 1998, Nakamura, 2005). Esto implica que si no se conoce la forma funcional que relaciona los instrumentos de política monetaria con la inflación, pero se considera que existe una relación no-lineal entre estas variables, los modelos de redes neuronales con función sigmoidal en la capa oculta pueden ajustar perfectamente la información de la inflación en base a la información de los  $x$ -instrumentos de política monetaria.<sup>14</sup> Si a esta especificación se añaden componentes autorregresivos, se tiene un modelo Autorregresivo de Redes Neuronales Artificiales con  $X$ -variables exógenas (ARNAX):

*predictores (instrumentos monetarios y componentes autorregresivos)*

$$\gamma_t = w_0 + \sum_{h=1}^i \mathbf{a}_h w_h \frac{1}{1 + e^{-\left(q_{h,0} + \sum_{n=1}^j \mathbf{a}_{n,h} q_{h,n} x_{t,n} + \sum_{m=1}^k \mathbf{a}_{m,h} q_{h,m} y_{t-m}\right)}} + e_t$$

*Modelo Autorregresivo de Redes Neuronales Artificiales con  $X$ -variables exógenas (ARNAX)*

donde,

$y_t$  es la inflación,

$x_{t,n}$  son los  $n$ -predictores exógenos (instrumentos de política monetaria),

$e_t$  son los residuos del modelo de ARNAX,<sup>15</sup>

<sup>14</sup> Solera (2005) asocia las capas ocultas con variables latentes (intermedias), i.e. los mecanismos de propagación entre los instrumentos monetarios y la inflación.

<sup>15</sup> Los modelos de redes neuronales artificiales en general no requieren supuestos acerca de los residuos.

y los parámetros del modelo son:<sup>16</sup>

- $w_0$  sesgo de la capa de salida,
- $w_h$  pesos sinápticos de las funciones de activación de las h-capas ocultas,
- $q_o$  sesgo de la capa de entrada,
- $q_n$  pesos sinápticos de los instrumentos de política monetaria (variables exógenas),
- $q_{n+m}$  pesos sinápticos de los componentes autorregresivos.

Los parámetros (conectores sinápticos) se modifican durante el ajuste del modelo ARNAX hasta minimizar la suma de errores cuadrática mediante un algoritmo de propagación hacia atrás (*backpropagation*);<sup>17</sup> este proceso de ajuste y estimación de los parámetros se denomina entrenamiento.

## 2.2 Metodología de pronóstico y simulación

Para ajustar y evaluar el poder predictivo del modelo ARNAX se dividió la serie de tiempo de la inflación en tres partes (véase también el gráfico 1):

Entrenamiento:	enero 1996 a diciembre 2007
Pronóstico exposito:	enero 2008 a noviembre 2008
Pronóstico exante:	diciembre 2008 a diciembre 2009

El objetivo de la partición es evaluar la capacidad predictiva del modelo ARNAX, ya que un modelo no-lineal de redes neuronales artificiales puede lograr un ajuste perfecto a los datos y sin embargo tener una pobre capacidad predictiva. Un modelo de pronóstico

<sup>16</sup> Las ecuaciones de redes neuronales artificiales tienen típicamente tres capas: capa de entrada (variables de entrada), capas ocultas y capa de salida. En este estudio se utiliza una función identidad para la capa de salida.

<sup>17</sup> Básicamente, en este algoritmo existe una fase inicial en la que la red neuronal se alimenta de las entradas y produce una salida con pesos sinápticos fijos; en una siguiente fase los pesos sinápticos son ajustados de acuerdo a una señal de error en el ajuste mediante una propagación hacia atrás. Para una descripción detallada y didáctica del algoritmo de propagación hacia atrás puede verse Aristizábal (2006).

de inflación adecuado, además del ajuste, tiene que tener una capacidad de generalización a períodos no observados por el modelo (i. e. períodos de pronósticos exposito y exante):<sup>18</sup>

- El rango enero 1996 a diciembre 2007 se utiliza para especificar la arquitectura y estimar los parámetros (entrenar) del modelo ARNAX. Este período de estimación se subdividió en un segmento de entrenamiento y otro de validación, porque es común que las redes neuronales ajusten perfectamente los datos en -muestra pero pierden capacidad de generalización cuando se utilizan para pronóstico fuera de muestra- una patología denominada sobreajuste. Por tanto, durante la estimación se ajusta el modelo neuronal al período de entrenamiento y el algoritmo de estimación se detiene cuando el error en el período de validación comienza a incrementarse.
- En el período de evaluación de pronóstico exposito (enero 2008 a noviembre 2008) se predice la inflación más allá del período de estimación de los pesos sinápticos (parámetros), y ya que las observaciones de la variable endógena inflación y las variables explicativas monetarias se conocen con certeza durante el período exposito, es posible evaluar la especificación matemática del modelo ARNAX respecto a su capacidad de predecir la variable endógena, dado que los valores predictivos se comparan con datos existentes. Éste es el período utilizado en el experimento de pronóstico seudo-fuera-de-muestra, i. e. en este segmento se realizan pronósticos con el modelo ARNAX calibrado y se compara con la información existente de la inflación y con el pronóstico Holt-Winters.

Dado el pronóstico de la inflación  $\hat{y}_t$  a *h*-pasos y los datos reales de la inflación  $y_t$ , para evaluar la precisión de los pronósticos entre modelos se calculó medidas de precisión de pronóstico ampliamente utilizadas:

$$\text{Raíz del error cuadrático medio} = \sqrt{h^{-1} \sum_{t=T+1}^{T+h} (\hat{y}_t - y_t)^2},$$

<sup>18</sup> La distinción entre pronóstico exante y exposito se basa en la expuesta en Pindyck y Rubinfeld (1998).

$$\text{Error promedio absoluto} = h^{-1} \sum_{t=T+1}^{T+h} \left| \hat{y}_t - y_t \right|,$$

$$\text{Coeficiente de Theil} = \frac{\sqrt{h^{-1} \sum_{t=T+1}^{T+h} (\hat{y}_t - y_t)^2}}{\sqrt{h^{-1} \sum_{t=T+1}^{T+h} \hat{y}_t^2} + \sqrt{h^{-1} \sum_{t=T+1}^{T+h} y_t^2}},$$

Para decidir si los errores cuadráticos de los dos modelos son significativamente diferentes, se calculó el estadígrafo Diebold-Mariano (1995) como se encuentra en Franses (1998). Para calcular este estadígrafo, se crea una nueva variable  $\{d_j\}_{j=T+1}^{h}$  que será igual a 1 cuando el error cuadrático del modelo Holt-Winters excede al error cuadrático del modelo ARNAX, y cero en otros casos. El estadígrafo Diebold-Mariano (S) será entonces:

$$S = \sqrt{\frac{h}{4}} \sum_{j=T+1}^{h} d_j - \frac{h}{2}$$

que se distribuye con una densidad gaussiana estándar, por lo que podrá concluirse que el modelo ARNAX produce pronósticos más precisos cuando el estadígrafo Diebold-Mariano sea mayor a los valores críticos de la densidad normal estándar a niveles de confianza convencionales.

- En el pronóstico exante (diciembre 2008 a diciembre 2009) se predice los valores de la inflación más allá del período de entrenamiento y del período expost. El pronóstico exante es un pronóstico condicional porque los valores de las variables explicativas monetarias se desconocen y deben utilizarse pronósticos o suposiciones de estas variables para producir un pronóstico de la variable dependiente (inflación), que será condicional a los pronósticos del comportamiento futuro de los instrumentos monetarios.

### 3. Aplicación a la inflación en Guatemala

La serie de tiempo mensual de la inflación en Guatemala tiene tres períodos diferenciados:<sup>19</sup> i) en 1996 se observa una inflación promedio de dos dígitos que alcanzó el 11.06 por ciento; ii) durante 1997 la inflación desciende y durante los años 1998 a 2007 se observa una inflación promedio de 6.89 por ciento; iii) sin embargo, en 2008 la inflación en Guatemala tuvo un incremento importante y alcanzó un 11.35 por ciento de promedio anual, que contrasta notoriamente con los bajos niveles de inflación promedio anual de los años 2006 (6.59 por ciento) y 2007 (6.81 por ciento). En julio de 2008 se observa de hecho una inflación de 14.16 por ciento, que es el valor máximo histórico de la inflación desde el año 1996. Como se verá más adelante, la especificación final ARNAX es capaz de reproducir la historia de la inflación, pero además aproxima bastante bien el incremento inflacionario del año 2008.

#### 3.1 Especificación del modelo ARNAX

Existen diferentes teorías sobre las causas de la inflación, pero no existe una teoría universal que explique la inflación en todos los países (Serju, 2002). Por este motivo, el proceso de selección de variables candidatas como posibles predictoras estuvo guiado por investigaciones empíricas previas sobre el pronóstico de la inflación en Guatemala, específicamente por algunas de las variables adoptadas en Valle y Morán (2003). En la arquitectura del modelo ARNAX, se evaluó el poder predictivo de las variables:<sup>20</sup>

- Índice Mensual de Actividad Económica (IMAE)
- Tasa de interés pasiva (promedio ponderado de las tasas pasivas de las entidades que componen el sistema financiero en Guatemala)
- Base monetaria
- Emisión monetaria

<sup>19</sup> El comportamiento mensual de la inflación en Guatemala puede observarse en los gráficos 1 y 3.

<sup>20</sup> Los datos de estas variables y del ritmo inflacionario se obtuvieron del banco central de Guatemala en <http://www.banguat.gob.gt> (información económica y financiera, estadísticas económicas). Las series de tiempo tienen una periodicidad mensual, en el rango enero 1996 a noviembre 2008.

De este conjunto de variables, las variables con mayor poder predictivo resultaron ser la emisión monetaria y la tasa de interés pasiva. Adicionalmente, se utilizó la inflación rezagada un período ( $y_{t-1}$ ) como variable predictora. Nótese que el ritmo inflacionario y su rezago (componente autorregresivo) están expresados en niveles, en tanto que la tasa de interés pasiva y la emisión monetaria están expresadas en diferencias logarítmicas. La selección del número de unidades ocultas se realizó con el algoritmo de selección experta de arquitectura<sup>21</sup> y se obtuvieron dos especificaciones intermedias, la primera con una capa oculta y la segunda con dos capas ocultas. Debido a la longitud limitada de las series de tiempo, se restringió la estimación a una capa oculta.

La especificación final del modelo ARNAX es un modelo con una capa oculta compuesta de dos nodos (dos funciones sigmoidales):

$$y_t = w_0 + w_1 \frac{1}{1+e^{-\{q_{1,1} + q_{1,2}i + q_{1,3}m_t + q_{1,4}y_{t-1}\}}} + w_2 \frac{1}{1+e^{-\{q_{2,1} + q_{2,2}i + q_{2,3}m_t + q_{2,4}y_{t-1}\}}} + e_t,$$

donde  $y_{t-1}$  es el retardo de la inflación en un período,  $i_t$  es la tasa de interés pasiva y  $m_t$  es la emisión monetaria. La arquitectura gráfica de la especificación final del modelo ARNAX puede verse en el gráfico 2, y los valores de los parámetros estimados se encuentran en la tabla 1. El modelo tiene un buen ajuste a los datos de la inflación en el segmento de entrenamiento (la raíz de la suma de errores cuadráticos es 5.7198 para el segmento de estimación) pero el ajuste es mucho mejor en el período de validación del entrenamiento (la raíz de la suma de errores cuadráticos es 2.4917 en este segmento).

### 3.2 Evaluación de la capacidad predictiva del modelo ARNAX en el período de pronóstico incondicional ex post

Además del alto ajuste del modelo neuronal en el segmento de estimación, el poder de generalización del modelo es sorprendente, porque puede reproducir los puntos de inflexión y la tendencia ascendente del

<sup>21</sup>La descripción detallada de este algoritmo puede encontrarse en SPSS Inc. (2008).

ritmo inflacionario en el año 2008, a pesar de que ésta no es la dinámica general de la inflación en el período de estimación enero 1996-diciembre 2007.<sup>22</sup> El modelo ARNAX predijo una inflación anual promedio de 10.57 por ciento para el año 2008, muy cercana a la inflación que se registró en Guatemala ese año (11.35 por ciento), sobre todo si se considera que el error estándar de los datos del pronóstico ARNAX es de ±1.60 por ciento. Este resultado muestra la capacidad del modelo ARNAX de reproducir situaciones de respuestas no-proporcionales a la dinámica histórica de la inflación.

El poder predictivo del modelo ARNAX se evaluó comparando el pronóstico ARNAX con el pronóstico lineal de un modelo Holt-Winters, que es un método de extrapolación ampliamente utilizado en el contexto del pronóstico. El pronóstico del modelo ARNAX supera claramente al del modelo Holt-Winters, dado que los valores de las medidas de evaluación de pronóstico del modelo ARNAX son menores en todos los casos a los del pronóstico Holt-Winters: la raíz del error cuadrático medio del pronóstico ARNAX es igual a 1.3182, mientras que la del modelo Holt-Winters es 3.5121; el error promedio absoluto del pronóstico ARNAX es 1.1426, menor al valor de 2.9163 del modelo Holt-Winters; y el coeficiente de Theil es 0.0588 para el pronóstico ARNAX, menor al valor de 0.1724 del pronóstico lineal Holt-Winters.

Por último, para contrastar estadísticamente la hipótesis nula de que el pronóstico del modelo ARNAX no es superior al del modelo lineal Holt-Winters, se calculó el estadígrafo Diebold-Mariano y se obtuvo un valor de 2.7136, que permite rechazar la hipótesis nula a un nivel de significancia menor al 1% (el nivel de significancia exacto es 0.003327, véase la tabla 2).<sup>23</sup> Por tanto, y dado que puede rechazarse la hipótesis nula a niveles convencionales, *puede concluirse estadísticamente que el pronóstico del modelo neuronal ARNAX es significativamente más preciso que el pronóstico lineal Holt-Winters.*

<sup>22</sup>Como señalaron Tckaz y Hu (1999), ésta es una ventaja de los modelos de redes neuronales artificiales: son capaces de incorporar movimientos inusuales en los datos.

<sup>23</sup>Ilustrativamente, en la tabla 2 se colocaron también los valores críticos de la distribución estándar de Gauss al 1% y al 5%. Como puede observarse, el estadígrafo calculado de 2.7136 es mayor a los valores críticos al 5% (1.64) e incluso al 1% (2.32), por lo que puede rechazarse la hipótesis nula del test Diebold-Mariano.

### 3.3 Pronóstico ARNAX exante

Con base en el modelo ARNAX calibrado se pronosticó la inflación para el año 2009 condicional a los pronósticos de los instrumentos monetarios de emisión monetaria y de tasa de interés. Los valores fuera de muestra para el año 2009 de la emisión monetaria y la tasa de interés se obtuvieron con modelos ARIMA-EGARCH (modelos autorregresivos integrados de promedios móviles con aproximación al segundo momento mediante extensiones autorregresivas de heteroscedasticidad condicional generalizada exponencial).<sup>24, 25</sup>

#### Modelo ARIMA([1,5,12],1,[1,4,5,12])-EGARCH(2,0,1) para la emisión monetaria:

$$m_t = \frac{a + (1 + Y_1 1 + Y_4 1^4 + Y_5 1^5 + Y_{12} 1^{12})e_{m,t}}{(1 - f_1 1 - f_5 1^5 - f_{12} 1^{12})}$$

$$\log(s_{m,t}^2) = b + d_1 \left| \frac{e_{m,t-1}}{s_{m,t-1}} \right| + \sum_{k=1}^2 g_k \frac{e_{m,t-k}}{s_{m,t-k}}$$

#### Modelo ARIMA([1,2,3,4],1,1)-EGARCH(2,1,1) para la tasa de interés pasiva:

$$i_t = \frac{a + (1 + Y_1 1)e_{i,t}}{(1 - f_1 1 - f_2 1^2 - f_3 1^3 - f_4 1^4)}$$

$$\log(s_{i,t}^2) = b + d_1 \log(s_{i,t-1}^2) + d_2 \left| \frac{e_{i,t-1}}{s_{i,t-1}} \right| + \sum_{k=1}^2 g_k \frac{e_{i,t-k}}{s_{i,t-k}}$$

<sup>24</sup> Una descripción de los modelos ARIMA puede verse en Enders (1995). Los modelos Autorregresivos de Heteroscedasticidad Condicional (ARCH) fueron introducidos por Engle (1982) y generalizados (GARCH) por Bollerslev (1986). La representación asimétrica exponencial (EGARCH) fue desarrollada en Nelson (1991).

<sup>25</sup> Los resultados de la estimación de ambos modelos se encuentran en la tabla 3. El proceso de especificación de los modelos estuvo guiado por la minimización de los criterios de Akaike, Schwarz y Hannan-Quin, comparados entre modelos con residuos que aproximen ruido blanco estricto (residuos esféricos). El coeficiente de determinación (y el coeficiente de determinación ajustado) sugieren que la regresión de las primeras diferencias logarítmicas de la emisión tiene un mejor ajuste que la regresión de las primeras diferencias logarítmicas de la tasa de interés.

donde,

$m_t$  es la emisión monetaria (expresada en diferencias logarítmicas),

$s_{m,t}^2$  es la varianza condicional de la emisión monetaria,

$i_t$  es la tasa de interés pasiva (expresada en diferencias logarítmicas),

$s_{i,t}^2$  es la varianza condicional de la tasa de interés pasiva,

$Y_t = Y_{t-r}$  es el operador de rezagos,

$e_{m,t}$  son los residuos de la regresión biecuacional para la emisión monetaria,

$e_{i,t}$  Son los residuos de la regresión biecuacional para la tasa de interés pasiva,

y se obtuvo<sup>26</sup>

$$e_{m,t} \stackrel{i.i.d.}{\sim} N(m_m, s_m^2),$$

$$e_{i,t} \stackrel{i.i.d.}{\sim} N(m_i, s_i^2).$$

Con base en los pronósticos condicionales de los instrumentos monetarios, se calculó la inflación para el año 2009. El resultado puede verse en la tabla 4 y en los gráficos 3 y 4. El modelo ARNAX predice una inflación promedio anual para el año 2009 de 9.76 por ciento (con un error estándar de 0.33 por ciento), condicional tanto a que la tasa de interés pasiva se incremente en promedio en 0.44 por ciento durante el año 2009 (con un error estándar de 0.18 por ciento), como a que la emisión monetaria se incremente en

<sup>26</sup> Puede concluirse esfericidad aproximada de los residuos a partir de los resultados de las pruebas de autocorrelación, heteroscedasticidad y normalidad aplicados a los residuos: i) no se puede rechazar la hipótesis nula de no heteroscedasticidad condicional del test ARCH-LM de Engle a niveles convencionales; ii) la hipótesis nula de normalidad del test Jarque-Bera no se rechaza para los residuos de la regresión para la variable de tasa de interés, y se rechaza al 10% pero no al 5% para los residuos de la regresión de la emisión monetaria; iii) la hipótesis nula de no autocorrelación del test Q de Ljung-Box no puede rechazarse a niveles convencionales para los residuos de ambas regresiones, considerando doce o veinticuatro rezagos. Véase la tabla 3.

promedio en un 0.99 por ciento (error estándar de 2.67 por ciento) en la misma gestión.

Si bien la inflación promedio pronosticada para el año 2009 es menor que la inflación promedio del año 2008, los valores de la inflación se encuentran aún por encima del promedio histórico del ritmo inflacionario en Guatemala, igual a 7.74 por ciento. No debe olvidarse que el pronóstico de la inflación 2009 es condicional a los pronósticos de los instrumentos monetarios, por lo que las desviaciones significativas de la tasa de interés pasiva y de la emisión monetaria alterarían los pronósticos de inflación.

#### 4. Conclusiones

De un conjunto de variables candidatas predictoras exógenas, la emisión monetaria y la tasa de interés resultaron más relevantes para el pronóstico no-lineal de la inflación en Guatemala con el modelo ARNAX.<sup>27</sup> En un experimento de seudospronósticos fuera de muestra basado en medidas de precisión de pronóstico y en el estadígrafo Diebold-Mariano, el modelo ARNAX demostró producir pronósticos más exactos que un modelo lineal Holt-Winters, pudiendo incluso reproducir el abrupto incremento del ritmo inflacionario el año 2008, que se desmarcó del comportamiento de la serie histórica de la inflación en Guatemala. Para el año 2009, el modelo ARNAX calibrado predice una inflación promedio de 9.76 por ciento, condicional a los pronósticos de los instrumentos monetarios.

Tanto la posibilidad de producir pronósticos de inflación más exactos, como la oportunidad de modelizar la respuesta no-proporcional (no-lineal) de la inflación a las variaciones de los instrumentos monetarios, justifican experimentar la utilización de

modelos no-lineales similares al modelo ARNAX presentado en esta investigación para contrastar estadísticamente el poder predictivo de los modelos lineales o como herramientas analíticas alternativas en un régimen de metas de inflación. Mejoras a la precisión y adecuabilidad teórica del modelo ARNAX pueden realizarse incluyendo otras variables exógenas, empleando pronósticos con métodos de rolling<sup>28</sup> y, dado que un pronóstico que subestime la inflación es más costoso que uno que la sobreestime, también puede calibrarse el modelo neuronal de forma que el pronóstico ex post minimice una función de costo asimétrica.

<sup>27</sup> Si bien la elección de las variables con mayor poder predictivo fue completamente dependiente de los datos y no se fundamentó en la teoría económica, existen posiciones teóricas que respaldan el uso de estas variables: Solera (2005) señaló que la inflación, en el mediano y largo plazo, tiene un origen estrictamente monetario, razón por la cual es de esperar que los agregados monetarios contengan información útil acerca de la dirección futura de la inflación; en tanto que Razzak (2002) resaltó la importancia de las tasas de interés en el pronóstico de la inflación.

<sup>28</sup> En el método rolling se pronostica la inflación a un paso y una vez que se cuenta con nueva información se re-estiman los parámetros del modelo y se realiza un nuevo pronóstico; de esta manera los estimadores de los parámetros no son fijos sino que se actualizan cada vez que se cuenta con una nueva observación.

- Aristizábal, María Clara (2006). *Evaluación asimétrica de una red neuronal artificial: aplicación al caso de la inflación en Colombia*. Lecturas de Economía, 65 (julio-diciembre). pp. 73-116.
- Bollerslev, Tim (1986). *Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity*. Journal of Econometrics 31, pp. 307-327.
- Bukhari, S. Adnan, H. A. S. Bukhari, Muhammad Nadeem Hanif (2007). *Inflation forecasting using artificial neural networks*. Munich Personal RePEc Archive Paper No. 8898.
- Chen, Xiaohong, Jeffrey Racine, Norman Swanson (2001). *Semiparametric ARX neural network models with an application to forecasting inflation*. Department of Economics, London School of Economics.
- Diebold, Francis X., Robert S. Mariano (1995). *Comparing predictive accuracy*. Journal of Business & Economic Statistics, July, Vol. 13, No. 3, pg. 253, American Statistical Association.
- Enders, Walter (1995). *Applied econometric time series*. Ed. Jhon Wiley & Sons, Inc.
- Engle, Robert F. (1982). *Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation*. Econometrica Vol. 50, No. 4, pp. 987-1007.
- Franses, Philip Hans (1998). *Time series models for business and economic forecasting*. Cambridge University Press, pp. 280.
- Friedman, Milton (1968). *The role of monetary policy*. The American Economic Review, Volume LVIII, March, Number 1.
- Granger, Clive (2008). *Non-linear models: where do we go next - time varying parameter models?* Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics, Volume 12, Issue 3. Article 1, pp. 1-9.
- Kajitani, Yoshio, Keith W. Hipel, A. Ian Mcleod (2005). *Forecasting nonlinear time series with feed-forward neural networks: a case study of canadian Lynx Dara*. Journal of Forecasting, 24, pp. 105-117.
- McNelis, Paul, Peter McAdam (2004). *Forecasting inflation with tick models and neural networks*. European Central Bank, Working Paper Series No. 352.
- Nakamura, Emi (2005). *Inflation forecasting using a neural network*. Department of Economics, Harvard University.
- Nelson, Daniel B. (1991). *Conditional heteroscedasticity in asset returns: a new approach*. Econometrica, Volume 59, Issue 2, pp. 347-370
- Norman Loayza, Raimundo Soto (2002). *Inflation targeting: design, perfomance, challenges*. Banco Central de Chile.
- Pindyck, Robert S., Daniel Rubinfeld (1998). *Econometría: modelos y pronósticos*. 4a. edición, McGraw-Hill, 661 páginas.
- Razzak, WA (2002). *Monetary policy and forecasting inflation with and without the output gap*. Reserve Bank of New Zealand, Discussion Paper Series DP2002/03.
- Serju, Prudence (2002). *Monetary conditions & core inflation: an application of neural networks*. Research Services Department, Bank of Jamaica.
- Solera Ramírez, Álvaro (2005). *Pronóstico de inflación en Costa Rica: una estimación con redes neuronales artificiales*. División Económica, Departamento de Contabilidad Social DCS-155-2005.

- Stock, James H., Mark W. Watson (1999). *Forecasting inflation*. Journal of Monetary Economics, Elsevier, vol. 44(2). pages 293-335.
- Svensson, Lars E. O. (2007). *Inflation targeting*, The New Palgrave Dictionary of Economics. 2nd edition, edited by Larry Blum and Steven Durlauf.
- Tkacz, Greg, Sarah Hu (1999). *Forecasting GDP growth using artificial neural networks*. Working Paper 99-3, Bank of Canada.
- Valle Samayoa, Héctor Augusto, Hilcias Estuardo Morán Samayoa (2003). *Estimación y evaluación de modelos alternativos de pronósticos de inflación en Guatemala*. VII Reunión de la Red de Investigadores de Bancos Centrales del Continente Americano, Centro de Estudios Latinoamericanos.
- SPSS Inc. (2008). *SPSS Statistics 17.0 Algorithms*, 233 South Wacker Drive, Chicago.

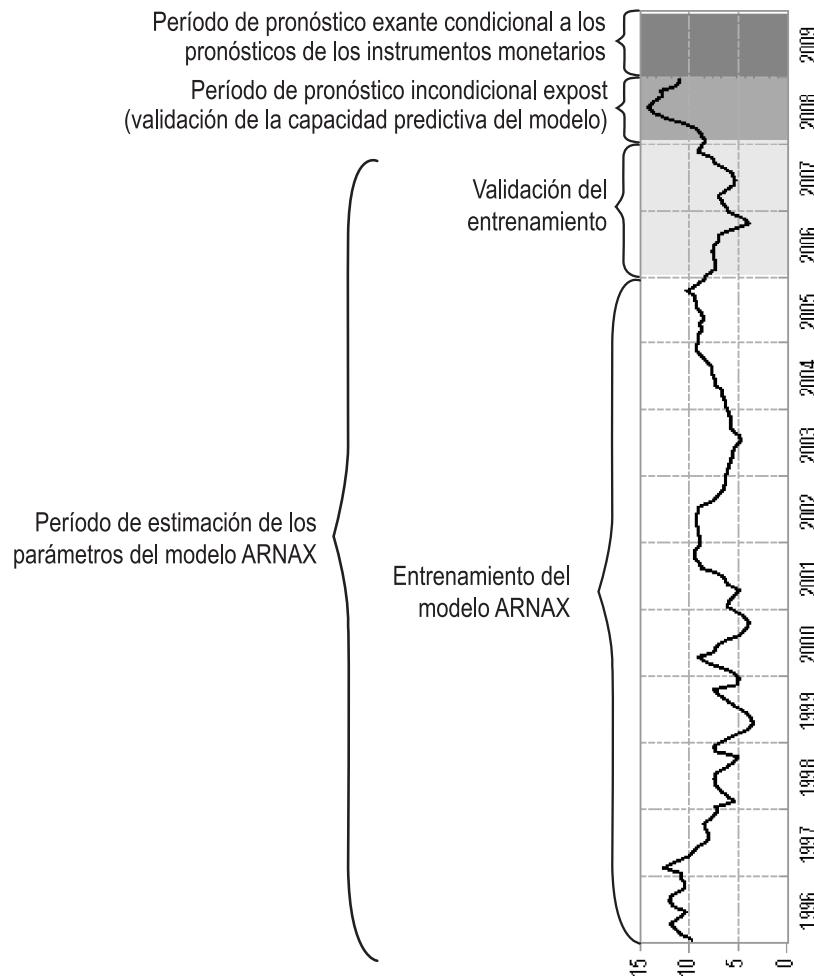


Gráfico 1. Partición de la serie de tiempo de la inflación para el ajuste y pronóstico ARNAX

Gráfico 2. Arquitectura del modelo ARNAX

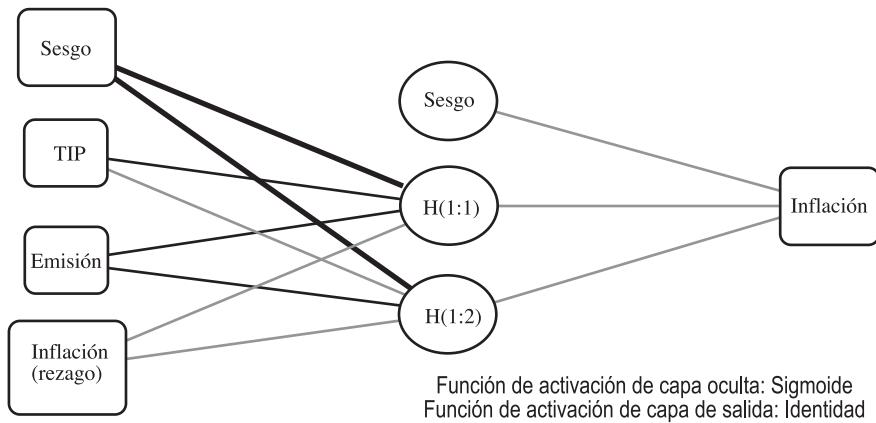
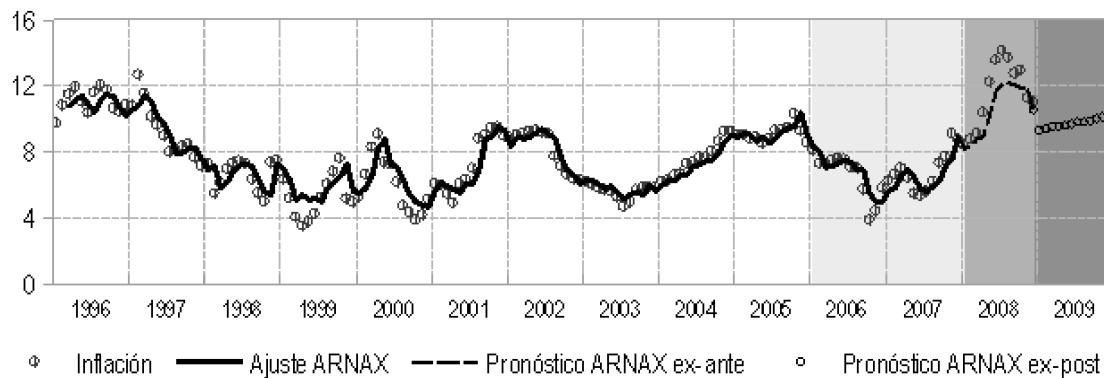
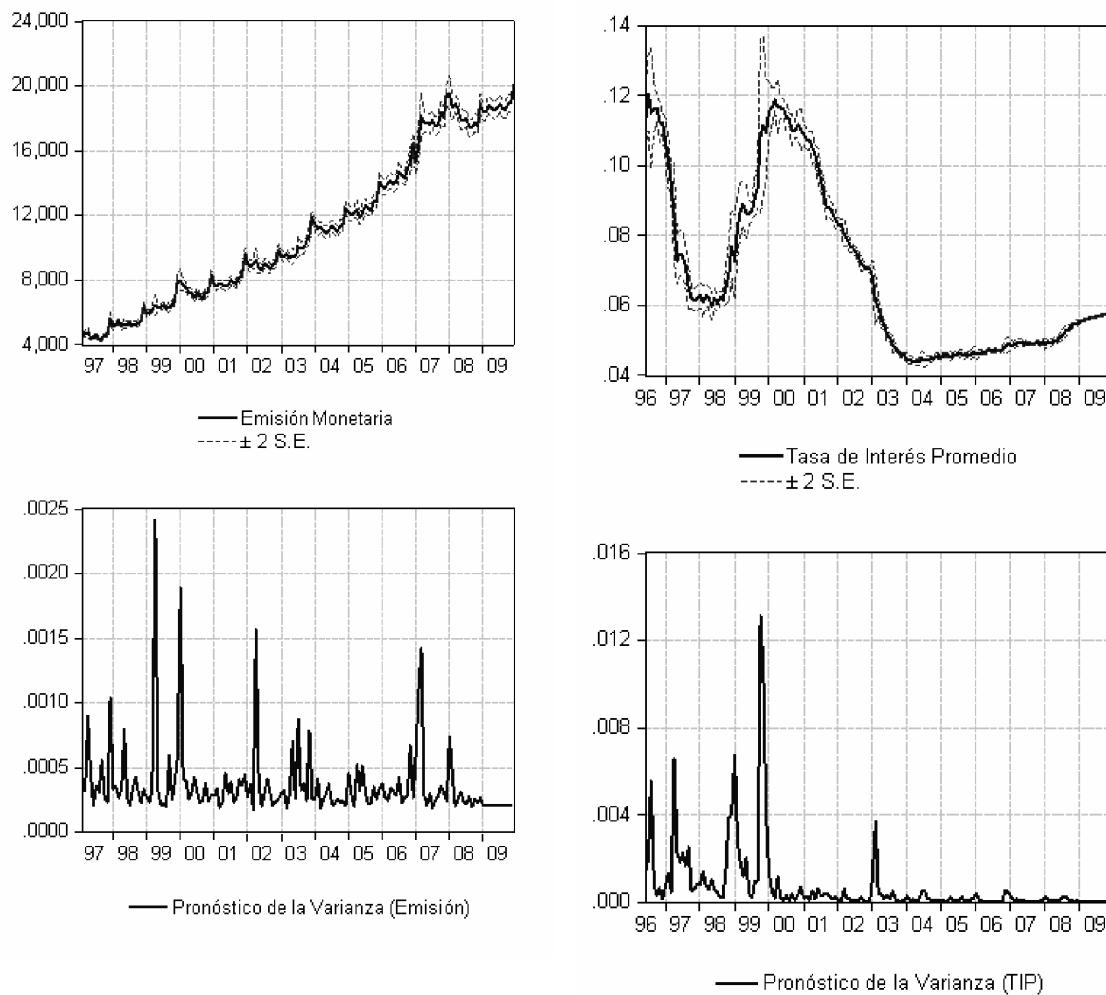


Gráfico 3. Inflación y pronóstico de la inflación ARNAX exante y expost



**Gráfico 4. Pronóstico de los instrumentos monetarios y su varianza condicional (expost para la gestión 2008 y exante para la gestión 200)**



**Tabla 1. Estimación de los parámetros del modelo ARNAX y ajuste en el segmento de entrenamiento y validación**

Capa de Salida	Capa oculta nodo I	Capa oculta nodo II			
Parámetros	Estimados	Parámetros	Estimados	Parámetros	Estimados
$\omega_0$	5.107	$\theta_{1,1}$	-5.179	$\theta_{2,1}$	0.345
$\omega_1$	7.384	$\theta_{1,2}$	0.595	$\theta_{2,2}$	-0.324
$\omega_2$	-1.231	$\theta_{1,3}$	-0.007	$\theta_{2,3}$	-0.086
		$\theta_{1,4}$	0.047	$\theta_{2,4}$	0.544
<b>Raíz de la suma de cuadrados de los errores</b>					
Segmento de entrenamiento		5.7198			
Segmento de validación		2.4917			

**Tabla 2. Validación ex post de la capacidad predictiva del modelo ARNAX y comparación con el pronóstico Holt-Winters. Período: enero a noviembre 2008**

	Inflación	Pronóstico Holt-Winters	Pronóstico ARNAX
Enero	8.39	8.74	8.23
Febrero	8.76	8.72	8.32
Marzo	9.10	8.71	8.79
Abril	10.37	8.70	8.96
Mayo	12.24	8.69	10.27
Junio	13.56	8.67	11.66
Julio	14.16	8.66	12.08
Agosto	13.69	8.65	12.18
Septiembre	12.75	8.64	12.10
Octubre	12.93	8.62	11.86
Noviembre	10.85	8.61	11.92

#### Evaluación de los Pronósticos (ex post)

Raíz del error cuadrático medio	3.5121	1.3182
Error promedio absoluto	2.9163	1.1426
Coeficiente de Theil	0.1724	0.0588

#### Estadígrafo Diebold- Mariano para comparar la exactitud del pronóstico

Estadígrafo	2.713602	Valores críticos:	
p-value	0.003327	nivel del 1%	2.32
		nivel del 5%	1.64

**Tabla 3. Regresiones para los pronósticos ex ante de los instrumentos monetarios (predictores ARNAX)**

Período de estimación: enero 1996-diciembre 2008

Regresión para la Emisión Monetaria		Regresión para la Tasa de Interés Pasiva	
Parámetro	Estimador	Parámetro	Estimador
$y_1$	-0.01148	$y_1$	-0.69212
$y_5$	0.02021	$y_2$	0.45827
$y_{12}$	0.91275	$y_3$	0.41059
$f_1$	0.09233	$y_4$	0.25338
$f_4$	0.21821	$f_1$	0.96458
$f_5$	-0.11618		
$f_{12}$	-0.90176		
Ecuación de la varianza		Ecuación de la varianza	
$b$	-8.49998	$b$	-2.38394
$s_1$	0.57033	$s_1$	1.27339
$g_1$	0.18904	$s_2$	-0.15559
$g_2$	0.11203	$g_1$	0.39567
		$g_2$	0.82867
Ajuste de la regresión			
$R^2$	0.794659	$R^2$	0.344628
$R^2$ (ajustado)	0.779103	$R^2$ (ajustado)	0.298905
Criterios de información			
Akaike	-5.02588	Akaike	-5.19995
Schwarz	-4.79797	Schwarz	-4.98840
Hannan-Quin	-4.93332	Hannan-Quin	-5.11372
Test ARCH-LM de Engle (residuos)*			
Estadígrafo F	1.35743	Estadígrafo F	0.398272
	(0.2460)		(0.5290)
Test de normalidad (residuos)*			
Jarque-Bera	5.009576	Jarque-Bera	2.763680
	(0.081693)		(0.251116)
Test de Autocorrelación Q de Ljung-Box (residuos)*			
Q(12)	8.1024	Q(12)	11.653
	(0.151)		(0.113)
Q(24)	14.220	Q(24)	26.326
	(0.651)		(0.121)

(\*) p-values entre paréntesis

**Tabla 4. Pronóstico exante de la inflación condicional a los pronósticos de los instrumentos monetarios. Período: diciembre 2008 a diciembre 2009**

	Pronóstico TIP	Pronóstico emisión	Pronóstico ARNAX
Diciembre	0.75	6.45	10.53
Enero	0.73	-2.50	9.31
Febrero	0.60	0.08	9.37
Marzo	0.53	2.17	9.48
Abril	0.57	-0.74	9.52
Mayo	0.39	-1.08	9.54
Junio	0.47	1.05	9.66
Julio	0.31	1.10	9.78
Agosto	0.39	-1.50	9.78
Septiembre	0.24	-0.26	9.86
Octubre	0.32	2.17	9.99
Noviembre	0.18	0.02	10.08
Diciembre	0.27	5.91	9.94
Est. Descriptivas (anuales)			
Promedio	0.44	0.99	9.76
Error estándar	0.18	2.67	0.33

# Política monetaria en Colombia 1998-2008: una lectura a partir de un nuevo índice de condiciones monetarias (ICM)

*Jenifer González Henao*

*Ramón Javier Mesa Callejas*

*Wilman Arturo Gómez*

## Resumen

Este trabajo analiza el perfil de la política monetaria colombiana entre 1998 y 2008 a partir de la construcción de un índice de condiciones monetarias. Utilizando coeficientes de variación de las desviaciones del tipo de cambio real y de la tasa de interés con respecto a un año de referencia, se contrastan los resultados arrojados por este índice con la evolución de los principales instrumentos monetarios. Se evidencia que tanto el índice construido como sus valores son útiles para hacer una lectura apropiada del perfil de la política monetaria en dicho período, el cual se caracterizó por ser contraccionista en la etapa de crisis y recesión de la economía colombiana (1998-2001), expansivo en los años 2002-2007, época donde comienza el proceso de recuperación, expansión y auge de la actividad económica nacional, y finalmente una nueva etapa de desaceleración en el último período (2007-2008).

## Introducción

El manejo de la política monetaria, por lo menos, en los últimos años ha privilegiado la tasa de interés de corto plazo como herramienta para alcanzar el objetivo de la estabilidad de precios. Como se sabe, la tasa de interés repercute activamente en la determinación del tipo de cambio nominal y real, haciendo que el mecanismo de transmisión monetaria y las posibilidades reales de la política terminen por

realizarse a través de estas dos variables. En este sentido, un instrumento combinado, que recoge los movimientos del tipo de cambio real y de las tasas de interés, es el llamado índice de condiciones monetarias (ICM). Este indicador es una medida del grado de flexibilidad de las condiciones monetarias de una economía, dado que incorpora las desviaciones de estas dos variables con respecto a un período base. Lo anterior implica que las mayores (menores) tasas de interés en la economía denotan condiciones monetarias más estrechas (amplias).

En este orden de ideas, en los últimos años se ha popularizado, por parte de muchos bancos centrales, el uso del ICM como un instrumento de política monetaria y como un indicador del estado de la misma. En Colombia no existe una literatura muy extensa sobre el tema; sin embargo, los pocos trabajos que han calculado este índice<sup>1</sup> han sido útiles como herramienta para comprender los mecanismos de transmisión de la política monetaria y como insumo para el diseño de la programación inflacionaria. Siguiendo esta misma línea, pero con el propósito de evaluar y definir el perfil de la política monetaria colombiana entre 1998 y 2008, este trabajo presenta una metodología para construir un ICM en el período considerado, a partir de los coeficientes de variación de las desviaciones en el tipo de cambio real y en la

<sup>1</sup>Por ejemplo, Mora (2000).

tasa de interés de corto plazo. Los resultados arrojados por el ICM y sus valores nos permitirán una lectura del comportamiento de la política monetaria en estos años y su conexión con el desempeño de la actividad económica. Cabe destacar que el período definido comprende cuatro etapas importantes en la evolución del PIB en Colombia en los últimos 10 años, definidas como: desaceleración y crisis (1998-2000), recuperación y despegue (2001-2003), expansión y auge (2004-2007) y finalmente una nueva etapa de desaceleración (2007-2008).

La división del presente trabajo es: en la primera parte se realiza una revisión rápida de la literatura sobre el ICM, en la segunda se define el ICM, posteriormente, en la tercera, se presenta la metodología empleada en la construcción del ICM y en la cuarta parte se analiza la evolución del ICM como una aproximación al perfil de política monetaria en el período 1998-2008.

### **I. Antecedentes del ICM. Una revisión rápida de la literatura**

A través de la historia, el objetivo operacional de la política monetaria de los bancos centrales ha sido la tasa de interés de corto plazo. Sin embargo, en los últimos años ha surgido un nuevo objetivo para los hacedores de política: el ICM que combina los efectos de la tasa de interés con los del tipo de cambio real. La administración de la política monetaria, teniendo en cuenta el ICM como variable objetivo, ha producido un mayor impacto cuantitativo de los instrumentos de política sobre el producto y la inflación; adicionalmente, el desempeño del índice ha servido como estimador de la conducta monetaria y ha tomado importancia en la medida en que ha permitido relacionar la política monetaria con el comportamiento de las demás variables macroeconómicas.

A nivel mundial, el ICM es utilizado por varios países como un indicador de las condiciones de la política monetaria, al tiempo que en algunos países como Canadá y Nueva Zelanda, éste representa un objetivo operacional. En la literatura sobre el tema se encuentran múltiples trabajos realizados para los diferentes países, donde se presentan varias propuestas metodológicas acerca de la construcción del índice y su importancia en la lectura sobre el comportamiento de la política monetaria. Se destacan, por ejemplo, trabajos como

el de Friedman (2000) que calcula el índice a partir del efecto de los cambios en la tasa de interés y el tipo de cambio real sobre la demanda agregada o sobre el nivel de precios de una economía. Igualmente, como lo mencionan Perea y Chirino (1998), reviste especial interés el caso de aquellos países que tienen un esquema de inflation targeting (objetivo inflación), como Nueva Zelanda en que la introducción de este indicador habría ayudado a eliminar la impresión de la existencia de un objetivo de tipo de cambio real, junto con el de inflación. El Banco Central de Suecia también lo publica como parte de su informe trimestral, aunque tiende a comentar la evolución de sus componentes, antes que el índice propiamente dicho, afirmando que estos componentes (la tasa de interés y el tipo de cambio real) son los que determinan las condiciones monetarias. El Deutsche Bank (banco comercial de Alemania) también lo utiliza al reconocer el papel que juega el tipo de cambio real y señala, por ejemplo, que tendría poco sentido observar la oferta monetaria en Alemania solamente para seguir la inflación. Una relación más estrecha se obtiene cuando se observan la oferta monetaria de Alemania y Francia en conjunto, siendo el instrumento que las liga el tipo de cambio real propiamente. Otro trabajo relevante es el de Hataiseree (2000), que señala la importancia del índice y su impacto sobre economías abiertas como la tailandesa, dado que los shocks son rápidamente transmitidos entre los mercados monetario y de divisas. En Colombia poco se ha trabajado sobre el tema. Entre los estudios más significativos está el realizado por Mora (2000), que estima un ICM para Colombia y plantea que la utilización del índice como herramienta en el manejo de la política monetaria es relevante, tanto como instrumento de información para sugerir acciones oportunas de política monetaria, como para evitar resultados no deseados en el entorno macroeconómico. Además, establece que el ICM permite que la autoridad monetaria tome con mayor confianza sus decisiones sobre la magnitud de la contracción o de relajación de las condiciones monetarias, capturando con mayor precisión la naturaleza de los choques.<sup>2</sup>

<sup>2</sup> Mora (2000), pp. 15-16.

## II. Definición del índice de condiciones monetarias

La construcción de un índice de condiciones monetarias permite analizar la forma en la que la política monetaria está siendo manejada por parte del banco central (laxa o restrictiva). El índice recoge el comportamiento de variables internas y externas de la economía, cuyo movimiento es el resultado de las decisiones de política monetaria y la interacción entre los mercados de bienes y dinero. De esta forma, este índice captura los efectos de dicha política sobre la economía a través de las variables mencionadas.

Como se sabe, la política monetaria está dirigida a influenciar dos variables básicas: la tasa de interés y el tipo de cambio real. La tasa de interés refleja el comportamiento del mercado de dinero y las decisiones del banco central dirigidas al logro de determinados objetivos; por su parte, la tasa de cambio manifiesta, en gran medida, el estado del sector externo de la economía. En efecto, la tasa de interés tiene generalmente una relación inversa con los agregados monetarios, mientras que la tasa de cambio nominal presenta una relación directa con los agregados monetarios. Así, al considerarse la combinación de la tasa de interés real y el tipo de cambio real, se están teniendo en cuenta los canales relevantes en la transmisión de la política monetaria, dada la relación entre tasa de interés, tipo de cambio real y demanda agregada. En suma, el ICM sirve como instrumento de lectura de las condiciones monetarias y su utilización puede evitar resultados no deseados en el entorno macroeconómico. Éste permite determinar con mayor precisión la naturaleza de los choques que enfrenta la economía y responder rápidamente con acciones preventivas que pueden contribuir a mantener la trayectoria de inflación establecida. En otras palabras, el ICM puede establecer las reacciones de política ante choques exógenos, tanto de origen interno como externo, los cuales pueden llevar a que este índice se desvíe de su senda temporalmente, reflejando de manera anticipada el efecto sobre las condiciones monetarias. De acuerdo con lo anterior, un índice de condiciones monetarias se define como la suma ponderada de las desviaciones de la tasa de devaluación real y de la tasa de interés real con respecto a un período de referencia.

## III. Construcción de un nuevo índice de condiciones monetarias

En términos matemáticos, un índice de condiciones monetarias se define así:

$$ICM = a_1 (q_t - q_0) + a_2 (r_t - r_0)$$

Siendo,  $q_t$  : tasa de devaluación real.

$q_0$  : tasa de devaluación real para un período de referencia.

$r_t$  : tasa de interés real de corto plazo.<sup>3</sup>

$r_0$  : tasa de interés real de corto plazo para un período de referencia.

$a_1$  y  $a_2$ : ponderadores.

Tradicionalmente, los ponderadores del índice de condiciones monetarias son estimados a partir de ecuaciones para las curvas de oferta y demanda agregadas de la economía. Así,  $a_1$  resume el efecto de la tasa de cambio real<sup>4</sup> sobre la oferta agregada (usualmente modelada como una curva de Phillips) y recoge el efecto de la liquidez, proporcionada por las decisiones de política monetaria, sobre la demanda agregada. Sin embargo, su construcción tiene un defecto importante: la suma de los ponderadores estimados no es igual a uno y, aún más, es posible que alguno de estos ponderadores tenga un valor negativo. Luego, es atrevido hablar de una suma ponderada de efectos.<sup>5</sup> Por tanto, uno de los objetivos principales de este artículo es proponer y calcular un índice de condiciones monetarias que recoja los efectos antes mencionados y que, adicionalmente, garantice dos condiciones importantes: la no negatividad de los ponderadores y que su suma sea igual a uno.

<sup>3</sup> Esta tasa es la tasa de interés real de los CDT a 90 días.

<sup>4</sup> Por definición, la tasa de cambio real es un cociente entre el precio de los bienes importados y el de los no-transables, por lo que captura el efecto de los precios relativos de los diferentes componentes de la oferta. Véase, por ejemplo, Mora (2000, p. 25).

<sup>5</sup> Ibídem.

Ahora bien, definiendo  $\tilde{q}_t = (q_t - q_0)$  y  $\tilde{r}_t = (r_t - r_0)$  como las desviaciones o brechas de las variables observadas con respecto a su valor en el período de referencia, es posible que éstas tengan media y varianza finitas. Sin embargo, no debe esperarse que las medias sean cero, puesto que tales desviaciones no están siendo tomadas con respecto a su tendencia de largo plazo.

Las varianzas de las variables, medidas en desviaciones con respecto a un período base, son:

$$\sigma_{\tilde{q}}^2 = \text{var}(\tilde{q}_t)$$

$$\sigma_{\tilde{r}}^2 = \text{var}(\tilde{r}_t)$$

A partir de estas varianzas se construyen las ponderaciones del ICM:

### Alternativa 1

$$a_1 = \frac{\sigma_{\tilde{q}}^2}{\sigma_{\tilde{q}}^2 + \sigma_{\tilde{r}}^2}, \quad a_2 = \frac{\sigma_{\tilde{r}}^2}{\sigma_{\tilde{q}}^2 + \sigma_{\tilde{r}}^2}$$

Nótese que, claramente, esta construcción de ponderaciones permite garantizar que:

$$a_i > 0, \forall i = 1, 2, \text{ y } \sum_{i=1}^2 a_i = 1$$

Así, se propone la construcción de un índice de condiciones monetarias de una forma sencilla y “transparente”.<sup>6</sup>

En este punto es necesario tener en cuenta el problema de la diferente naturaleza de las variables involucradas en la construcción de este nuevo ICM y sus ponderadores. Esto implica que las diferentes varianzas y valores medios no son comparables directamente y, por tanto, sería más sensato o conveniente estandarizarlos o llevarlos a unidades de medidas relativas comparables. Para lograr esta “homogenización”, se procede a calcular los coeficientes de variación de dichas variables, que se denominará alternativa 2.

<sup>6</sup> Aquí el término transparente no significa que otras propuestas no lo sean, sino que el hecho de requerir procedimientos estadísticos, algunos de ellos complicados y no accesibles al público general, hace que su construcción sea difícil de comprender y de poner en práctica.

### Alternativa 2

$$\mu_{\tilde{q}} = \text{media}(\tilde{q}_t)$$

$$\mu_{\tilde{r}} = \text{media}(\tilde{r}_t)$$

Siendo  $\mu_j, \forall j = 1, 2$ , la media muestral.

$$cv(\tilde{q}_t) = \frac{\sigma_{\tilde{q}}^2}{\mu_{\tilde{q}}}$$

$$cv(\tilde{r}_t) = \frac{\sigma_{\tilde{r}}^2}{\mu_{\tilde{r}}}$$

Siendo  $cv(\tilde{q}_t)$  y  $cv(\tilde{r}_t)$  los coeficientes de variación para las desviaciones del tipo de cambio real y de la tasa de interés real de corto plazo, respectivamente.

No obstante, pese a que esta medición es bastante adecuada porque corrige la heterogeneidad de las magnitudes de las variables, aún queda pendiente un detalle importante por resolver: su signo. El coeficiente de variación es una medición que tiene sentido sólo cuando las variables en cuestión tienen valores positivos. Pero las variables sobre las que se está centrando el análisis, por su naturaleza y definición, tienen tanto valores negativos como positivos e, incluso, sus medias pueden ser negativas. Cabe señalar, sin embargo, que las ponderaciones construidas a partir de tales coeficientes de variación (con signo negativo) cumplen con las condiciones necesarias requeridas para los ponderadores buscados (cuadro 1).

### Cuadro 1

Variable (1)	$\tilde{q}_t$ (2)	$\tilde{q}_t$ (3)	$\tilde{r}_t$
Promedio	-5,598	-9,940	-1,145
Coeficientes de variación	-1,576	-1,052	-3,336

**Notas:** (1) El período de referencia para el cálculo de las desviaciones fue el primer trimestre de 1998.

(2) utilizando ITCR calculado con base en el IPP.

(3) utilizando ITCR calculado con base en el IPC.

Fuente: elaboración de los autores

### Alternativa 3

Una solución al problema anterior consiste en redefinir las variables, trasladando su valor medio sin modificar sus varianzas, de la siguiente forma:

$$\hat{q}_t = \tilde{q}_t + \min(\tilde{q}_t) + 1$$

$$\hat{r}_t = \tilde{r}_t + \min(\tilde{r}_t) + 1$$

Posteriormente, sobre estas variables transformadas se repite el algoritmo descrito para calcular los ponderadores. El cuadro 2 resume los resultados de los ponderadores obtenidos con las diferentes alternativas utilizando el ITCR, con base en el IPP e IPC, y la tasa de interés real de corto plazo.

**Cuadro 2**

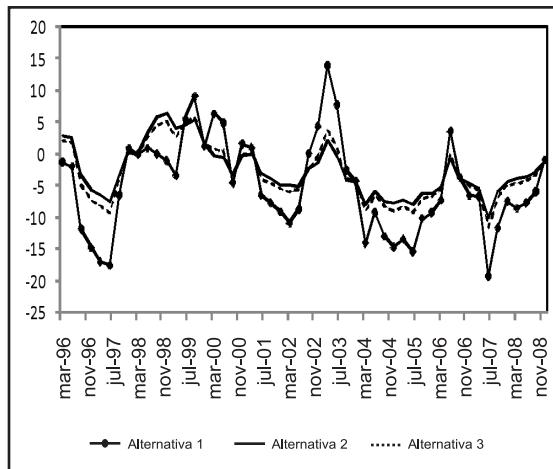
	Alternativa 1	Alternativa 2	Alternativa 3
Con IPP	$a_1$ 0,842103	0,320857	0,410636
	$a_2$ 0,157897	0,679143	0,589364
Con IPC	$a_1$ 0,882273	0,239775	0,400117
	$a_2$ 0,117727	0,760225	0,599883

Fuente: elaboración de los autores

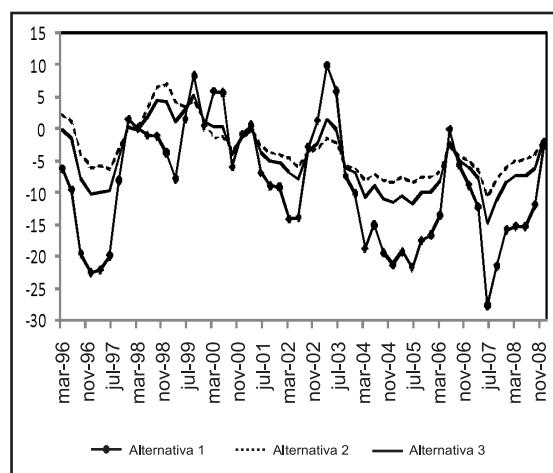
En el gráfico 1 se pueden ver los resultados para el índice de condiciones monetarias calculado con las tres alternativas propuestas. Claramente, en la alternativa 1, la disparidad de la naturaleza de las variables y de sus unidades de medida trae consigo el hecho de que la variable con una mayor varianza sesgue los cálculos. Por tanto, se considera más adecuada la utilización de la tercera alternativa, con la cual se analizará a continuación el desempeño reciente de la economía y de sus condiciones de liquidez.

**Gráfico 1. Índice de condiciones monetarias usando el índice de tipo de cambio real (con IPP y IPC) 1996-2008**

#### A. Con IPP



#### B. Con IPC



Fuente: elaborado por los autores

#### IV. Evolución del ICM en Colombia: aproximaciones al perfil de la política monetaria reciente

Una lectura del perfil de la política monetaria en Colombia en los últimos años puede realizarse a partir del desempeño del ICM y su relación con la evolución de los instrumentos de política controlados por el Banco de la República. Para tal fin, de acuerdo con el comportamiento del PIB desde 1998, el período 1998-2007 puede dividirse en cuatro etapas (cuadros 3 y 4): desaceleración y crisis (1998-2000), recuperación y despegue (2001-2003), expansión y auge (2004-2007) y, por último, nuevamente un período de desaceleración (2007-2008).

En el cuadro 3 se muestra para cada etapa: i) el patrón cíclico asumido por el PIB; ii) el comportamiento de las variables que hacen parte del ICM (tasa de interés real de captación y tasa de devaluación real); y iii) el nivel promedio arrojado por el ICM que permite definir un perfil determinado para la política monetaria. Seguidamente, en el cuadro 4 se presenta la dirección de los instrumentos de política del Banco de la República y su relación con el nivel presentado por el ICM. A continuación se enseña una síntesis de la información que contienen los cuadros anteriores, buscando caracterizar el papel de la política monetaria colombiana entre 1998 y 2008, teniendo en cuenta las variables clave en la diseño del ICM: tasa de interés y la tasa de devaluación real.

Etapas	Etapas según el ciclo del PIB	Comportamiento de:		Nivel del ICM (en promedio)
		Tasas de interés (DTF Real)	Tasa de devaluación/ ITCR	
1998- 2000	Desaceleración y crisis	Alza sostenida y caída	Alza sostenida	v(+)
2001- 2003	Recuperación y despegue	Caída	Alza	v(-)
2004- 2007	Expansión y auge	Leve recuperación	Caída	v(-)
2007- 2008	Desaceleración	Alza	Caída sostenida y luego alza	v (-)

v(+): política monetaria contraccionista.

v(-): política monetaria expansiva.

Fuente: elaboración de los autores

Cuadro 4

Etapas	Etapas Según el ciclo del PIB	Evolución de los instrumentos de la Política Monetaria				Interven- ciones cambia- rias	Nivel del ICM		
		Tasa de inter- vención	Tasa inter- bancaria TIB	OMAS					
				Contra- ción	Expan- sión				
1998- 2000	Desacele- ración y crisis	Fuerte caída	Fuerte caída	Leve alza	Alza	Fuerte	v(+)		
2001- 2003	Recuperación y despegue	Caída	Caída	Caída	Alza	Débil	v(-)		
2004- 2007	Expansión y auge	Estable y subida	Repunte	Caída	Alza	Fuerte	v(-)		
2007- 2008	Desacele- ración	Alza hasta junio	Alza	Caída/ Alza	Caída/ Alza	Fuerte	v(-)		

V(+): política monetaria contractiva.

v(-): política monetaria expansiva.

Fuente: elaboración de los autores

##### A. Primera etapa: desaceleración y la crisis

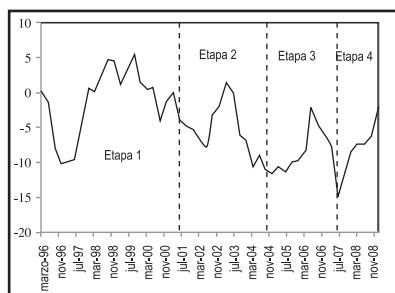
En el período 1998-2000, la economía colombiana registró uno de los peores desempeños económicos de su historia, cuando en 1999 el PIB cayó 4,2%. Este pésimo desempeño coincidió con un período de alta vulnerabilidad externa,<sup>7</sup> en medio de un fuerte deterioro fiscal, un abultado déficit en cuenta corriente y un debilitado sistema financiero local, que dejó a la economía nacional en condiciones muy adversas en materia de estabilidad macroeconómica y a las puertas de una crisis cambiaria. Como resultado, el país se vio obligado a eliminar el sistema de banda cambiaria en septiembre de 1999 y el establecimiento de un régimen de flotación del tipo de cambio nominal. La respuesta de política, ante estas condiciones desfavorables, muestra un claro perfil restrictivo de

<sup>7</sup> En general, todas las economías latinoamericanas fueron víctimas de varios choques externos negativos, por ejemplo: el deterioro en los términos de intercambio, asociado a la crisis de los países del sudeste asiático, y la declaratoria de moratoria de la deuda externa rusa que se tradujo en una disminución de los flujos de capital hacia la región y en un aumento en el costo de la deuda.

la política monetaria con el fin de frenar las presiones devaluacionistas de la moneda local. Como puede observarse en el gráfico 2, el ICM registró valores positivos en los años 1998-2000. En general, esta etapa estuvo caracterizada por fuertes devaluaciones del tipo de cambio real (gráfico 3), explicadas en parte por el deterioro en los términos de intercambio y las dificultades de acceder a los mercados internacionales. La respuesta de las autoridades monetarias fue una venta masiva de divisas y un incremento de las tasas de intervención, lo que se tradujo en una disminución de la liquidez y en alzas de las tasas de interés del mercado (gráficos 5 y 6).

Sin embargo, cabe señalar que, desde finales de 1998, la mayor credibilidad en el programa macroeconómico y la estabilización paulatina de los mercados cambiario y monetario permitieron a las autoridades monetarias aumentar la liquidez de la economía y reducir las tasas de interés en forma significativa.<sup>8</sup> El ICM muestra también una flexibilización paulatina de la política monetaria, tomando valores cada vez menores. Por su parte, el comportamiento de las OMAs de expansión y contracción tuvo un desempeño coherente con la evolución registrada de las tasas de interés, sin que se presentaran fuertes cambios en esta etapa.

**Gráfico 2. Índice de condiciones monetarias 1996-2008**

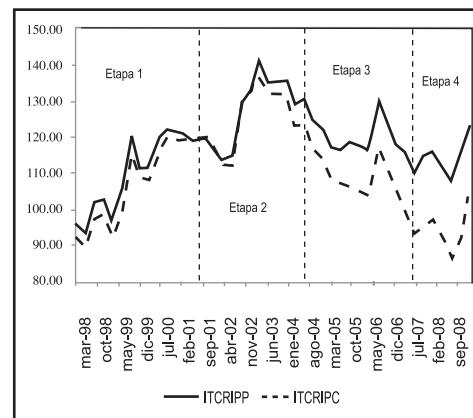


Nota: Calculado con base en el IPC.

Fuente: elaboración de los autores

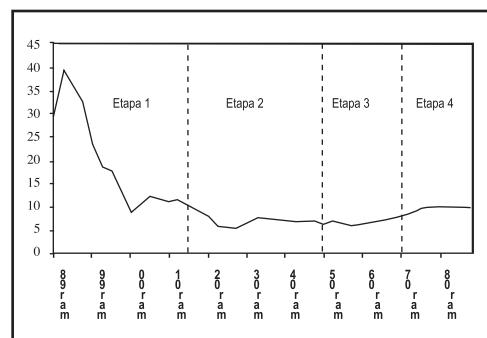
<sup>8</sup> Banco de la República (1999, p. 14). La tasa de intervención de expansión mínima pasó de 27% en 1998 a 12% en 2000 (primer trimestre), la TIB pasó de 34,4% en 1998 a 10,6% en 2000 y la DTF 10,4% en 1998 a 2,6% en 2000.

**Gráfico 3. Índice del tipo de cambio real 1998-2008**



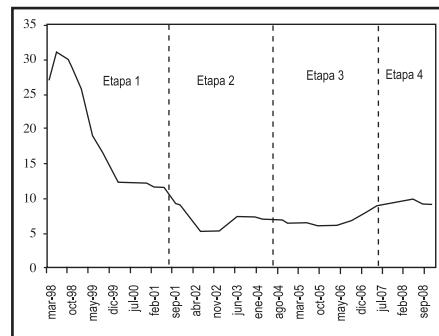
Fuente: Banco de la República

**Gráfico 4. Tasa interbancaria (TIB) 1998-2008**



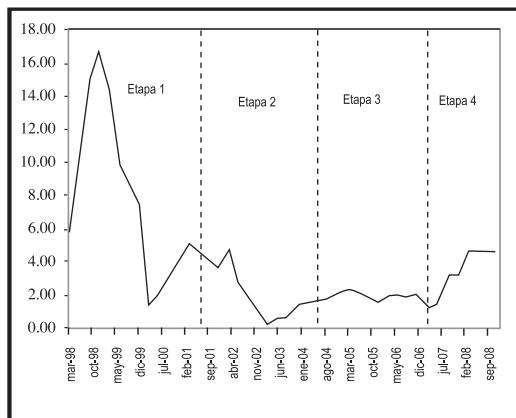
Fuente: Banco de la República

**Gráfico 5. Tasas de interés de intervención 1998-2008**



Fuente: Banco de la República

**Gráfico 6. Depósitos a término fijo real (DTF)  
1998-2007**



Fuente: Banco de la República, elaboración de los autores

En suma, en esta primera etapa, el ICM muestra una política monetaria contractiva (valores positivos), debido probablemente a la gran devaluación real y a la fuerte alza en las tasas de interés, especialmente en 1998. Sin embargo, a finales de esta etapa y comienzos de la segunda se hace evidente una mayor laxitud de la política monetaria y la normalización de los flujos de liquidez, debido a la disminución en las expectativas de devaluación y las menores tasas de inflación. En general, puede afirmarse que los efectos de las variaciones del tipo de cambio real sobre el ICM fueron poco importantes en comparación con la alta volatilidad registrada por la tasa de interés.

### B. Segunda etapa: recuperación y despegue

El establecimiento de un régimen cambiario de flotación, el acuerdo con el FMI y el nuevo esquema de conducción de la política monetaria (“inflación objetivo”) permitieron morigerar, en los tres primeros años del siglo XXI, los impactos desfavorables de los choques externos de finales de los noventa y principios de la década actual. Igualmente, la necesidad de propiciar unas condiciones favorables para impulsar la actividad económica redefinió un nuevo rol para la política monetaria en los años 2000-2003. En efecto, el Banco de la República tuvo una mayor autonomía para contribuir a la recuperación del crecimiento, sin dejar de lado la meta de alcanzar bajas tasas de inflación. Bajo este escenario, se identifica esta etapa como un período de recuperación y despegue, en

donde los valores negativos del ICM muestran una postura expansiva de la política monetaria.

Como puede observarse en los gráficos 4, 5 y 6, las tasas de interés continuaron cayendo. En particular, la TIB se situó, en promedio, en 7,7% y la tasa de intervención en un nivel similar. No obstante, debido a la fuerte depreciación en 2003, el Banco de la República aumentó sus tasas de intervención en 200 puntos básicos, elevándose todas las de interés del mercado, lo que hizo que terminaran esta etapa con un relativo ascenso.

En el gráfico 3 se observa que el tipo de cambio real aumentó entre principios de 2002 y comienzos de 2003 y los meses de depreciación fueron más persistentes. Esta tendencia devaluacionista probablemente estuvo asociada con las presiones especulativas que generó la inestabilidad política y económica en algunos países de América Latina y el mundo, a raíz de las crisis en Ecuador y Turquía en 2000, Argentina en 2001 y Venezuela y Brasil en 2002 (Mesa y Ramos 2003).

En materia de intervención cambiaria, el Banco de la República entre 1999 y 2002 compró divisas, en términos netos, por un valor de US\$859,3 millones, equivalentes al 31,4% (US\$2.738,5 millones) de las reservas internacionales netas acumuladas en este período. Se registró igualmente un aumento importante en el volumen de OMAs expansivas, contribuyendo a una mayor liquidez de la economía. Finalmente, puede afirmarse que el ICM estuvo influenciado, en mayor parte, por las bajas tasas de interés que por la devaluación real o, en otras palabras, el comportamiento del tipo de cambio real y sus fuertes fluctuaciones no explican los valores negativos del ICM.

### C. Tercera etapa: expansión y el auge

El principal hecho que caracterizó la evolución del ICM en el período 2004-2007 fue la consolidación del proceso de expansión económica, con ritmos de crecimientos del PIB por encima del 5,5% anual,<sup>9</sup>

<sup>9</sup> El PIB ha crecido a tasas de 5,4% por año a partir del segundo semestre de 2003. En 2006-2007 se registró un crecimiento por encima del 6,8%, nivel que no se registraba en los últimos 28 años.

acompañado de reducciones importantes en la tasa de inflación, que osciló entre 4,5% y 5,5%. Para destacar, la tasa de inflación en 2006 (4,5%) fue casi el 50% de la inflación de 1999 y se mantuvo en un ritmo descendente iniciado desde entonces, cuando el Banco de la República instauró el esquema de inflación objetivo. Como un hecho importante de este período, se destaca el éxito antiinflacionario en un contexto de aceleración del producto, lo cual resulta bastante significativo si se tiene en cuenta que la demanda agregada creció muy por encima del crecimiento del PIB.<sup>10</sup>

En general, un par de factores de naturaleza monetaria y cambiaria, que contribuyeron al crecimiento del producto y a la estabilidad de precios, estuvieron vinculados con: i) el carácter expansivo que mantuvo la política monetaria a pesar del comportamiento creciente de las tasas de interés en comparación con la etapa 2; y ii) el acelerado proceso de apreciación del peso que se registra desde mediados de 2003.<sup>11</sup> Quizás este segundo factor pudo tener una mayor incidencia en los valores promedios del ICM que, a pesar de ser inferiores a los de la segunda etapa (gráfico 2), pudieron mantener el perfil expansivo de la política monetaria.

No obstante, una revisión de la coyuntura monetaria y cambiaria de mediados de 2006 y 2007 puede poner en duda el carácter expansivo de la política monetaria. De hecho, el comportamiento ascendente de la inflación desde mediados de 2006 llevó a un endurecimiento de la política monetaria, aunque la actividad crediticia, particularmente los créditos de consumo y comercial, registraban todavía, a finales de 2007, un fuerte dinamismo.

Bajo este panorama, los esfuerzos del Emisor por contener las presiones inflacionarias y lograr la meta de 2007 se concentraron en la estrategia de aumentar la tasa de interés de intervención y en la imposición de un encaje marginal. En efecto, desde el segundo trimestre de 2006 hasta el 23 de noviembre de 2007, el Banco de la República aumentó en 14 ocasiones su tasa de referencia, pasando de 6,25% a 9,5%. Solamente en 2007 se incrementó en 200 puntos básicos.<sup>12</sup> Como consecuencia, aumentaron las tasas de interés del mercado: por ejemplo, al cierre de 2007, el DTF bordeó el 9%, mientras que en un año atrás era de 6,7%, muy similar al de 2005 (6,2%). Igualmente, la tasa interbancaria siguió el mismo comportamiento de la tasa de referencia del Emisor.

Por su parte, con el fin de facilitar el manejo monetario en una coyuntura caracterizada por un fuerte incremento del crédito y de la demanda agregada, la Junta Directiva del Banco de la República decidió, en mayo 6 de 2007, imponer encajes marginales a las cuentas corrientes, los depósitos de ahorro y los certificados de depósito a término del orden de 27%, 12,5% y 5%, respectivamente. Además, se restableció el depósito al endeudamiento externo del 40%. Esta última medida también respondió a la necesidad de frenar la fuerte revaluación del peso que se venía presentando como consecuencia de las importantes entradas de capital. En suma, este conjunto de medidas tuvieron un resultado importante porque lograron disminuir la liquidez del sistema financiero que, en el primer trimestre de 2007, crecía a ritmos superiores al 40%<sup>13</sup> (gráfico 7). Los efectos de este cambio en la postura de la política monetaria apenas empezaron a sentirse recientemente y el encaje al endeudamiento externo mostró nuevamente su ineficacia para frenar el proceso de apreciación de la moneda nacional.

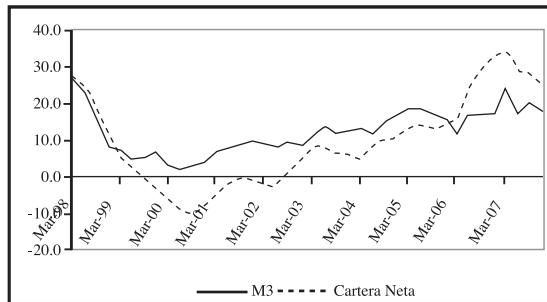
<sup>10</sup> En 2007, a pesar de que la economía continuó su ritmo de expansión con respecto a 2006 (el PIB creció cerca del 7%), se revirtió la tendencia en el comportamiento de los precios al registrarse una inflación anual de 5,7%, 1,2 puntos por encima de la alcanzada en 2006.

<sup>11</sup> En promedio, la tendencia decreciente del dólar en Colombia en esta etapa se vio interrumpida en el segundo trimestre de 2006 cuando el peso registró una fuerte devaluación, probablemente como resultado de un débil sudden stop impulsado por el alza en la tasa de interés mundial a principios de 2006 (López, Mesa y Rhenals; 2006).

<sup>12</sup> Es importante tener en cuenta que esta decisión de aumentar las tasas de interés por parte del Emisor comenzó mucho antes de que efectivamente se produjeran los brotes inflacionarios de 2007. La justificación de esto al parecer fue por el rezago considerable que se presenta entre un cambio en las tasas de interés y el efecto de dicho cambio en la demanda de la economía (de 12 a 24 meses). De esta manera, las decisiones que indujeron al Emisor a aumentar sus tasas en abril de 2006 se tomaron con base en las proyecciones sobre la evolución de las presiones inflacionarias que se tenían para el período 2007.

<sup>13</sup> Al finalizar 2007, el crecimiento de la cartera fue del orden del 24%, 16 puntos por debajo del nivel que traía a comienzos del año.

**Gráfico 7. Crecimiento de M3 y de la Cartera Neta, 1998-2007**



Fuente: Banco de la República

Cabe señalar que la fuerte apreciación del peso desde mediados de 2003, originada tanto en factores internos como externos, ha sido insuficiente para moderar las presiones inflacionarias recientes asociadas, entre otros factores, con la gran dinámica que registra la demanda interna. Aunque, en el corto plazo, pueda observarse un conflicto entre las alzas en las tasas de interés y la recuperación de la tasa de cambio, sin duda, una menor expansión de la demanda finalmente contribuirá a reducir las presiones inflacionarias y frenar la caída del tipo de cambio real. En cuanto a las intervenciones del Banco de la República, éstas lograron su objetivo de moderar la alta volatilidad registrada en el precio del dólar hasta el año 2006 (cuadro 5)<sup>14</sup>. No sucedió así en la coyuntura cambiaria de 2007, donde el cuantioso volumen de compra de divisas no ayudó a frenar la marcada caída del dólar en el país.

**Cuadro 5. Intervenciones cambiarias 2004-2008**

	2004	2005	2006	2007	2008
Compras	2.904,90	4.658,40	1.780,50	5081,91	2.381,3
Opciones Put	1.579,60	0,00	583,80	554,5	965,5
Acumulación de RI	1.399,70	0,00	0,00	0,00	450,0
Para el control de la Volatilidad	179,90	0,00	583,80	554,5	515,5
Subastas de compras directas	0,00	0,00	0,00	0,00	1.415,8
Intervención Discrecional	1.325,30	4.658,40	1.196,70	4527,41	0,00
Ventas	500,00	3.250,00	1.944,30	368,9	234,6
Opciones Call	0,00	0,00	944,30	368,9	234,6
Para el control de la Volatilidad	0,00	0,00	944,30	368,9	234,6
Gobierno Nacional	500,00	3.250,00	1000,00	0,00	0,00
Compras netas	2.404,90	1.408,40	-163,80	4713,01	2.146,7

Fuente: Banco de la República

Las intervenciones entraron en conflicto con el manejo de la política monetaria por sus efectos sobre la liquidez de la economía, lo cual afectaba el logro de las metas inflacionarias. Si bien la compra de dólares implicaba una elevada expansión de los medios de pago, ésta se pudo minimizar a través de esterilización monetaria de las intervenciones, especialmente por la apertura de las operaciones de compra de liquidez por el Banco de la República, mediante el mecanismo de depósitos remunerados no constitutivos de encaje a una tasa de interés lombarda de contracción.<sup>15</sup> Así mismo, el Banco implementó operaciones de contracción monetaria a través de otros instrumentos, como las ventas definitivas de TES, los depósitos del Gobierno en el Banco y el ajuste de los cupos de REPOS de expansión.

En suma, en esta tercera etapa, el ICM se vio fuertemente influenciado por la apreciación constante del tipo de cambio real y los efectos de las intervenciones cambiarias. Estos fenómenos probablemente incidieron en que se mantuviera el perfil expansivo de la política monetaria y, con ello, los valores negativos del ICM, pese al conjunto de medidas que impulsaron la contracción de los agregados monetarios que terminaron por generar un aumento en las tasas de interés del mercado.

#### D. Cuarta etapa: período de crisis y desaceleración

En 2007 la economía colombiana siguió experimentando una etapa de crecimiento del producto alcanzando una tasa cercana al 8%, nivel no registrado desde 1978. Este crecimiento se sustentó en el consumo de los hogares y la inversión, generando una fuerte expansión de la demanda interna que contribuyó al rebote inflacionario durante 2007.<sup>16</sup> Ante esto, las autoridades monetarias se vieron obligadas a subir sus tasas de interés para contrarrestar las alzas en los precios de algunos productos que se vieron influenciados por el incremento del gasto de los hogares y las empresas. A pesar de ello, durante 2007-

<sup>14</sup> Un análisis sobre los resultados de las intervenciones cambiarias en este período se puede encontrar en el trabajo de Hernández y Mesa (2006).

<sup>15</sup> Durante 2007, la tasa “Lombarda de contracción” fue el 7,15%.

<sup>16</sup> También contribuyó al incremento de las presiones inflacionarias, el aumento del precio de los alimentos y la fuerte alza en el precio del petróleo.

2008, la inflación en el país se dispara pasando de 4,5% en 2006 a 7,7% en 2008, niveles muy por encima de las metas establecidas en los dos últimos años (3,5%-4,5%).

Por su parte, los ritmos de crecimiento del PIB para 2008 se modifican, revertiendo su tendencia creciente que se venía registrando desde 2004. En efecto, en el primer trimestre de 2008 la economía comienza a experimentar un período de desaceleración creciendo a una tasa de 4,1%, esto debido tanto a las situaciones internas como externas que se venían presentando desde 2007. Entre las causas internas el Banco de la República en su Informe de la Junta Directiva al Congreso de la República de 2008 señalaba: i) un menor número de días hábiles; ii) cese de actividades de Cerromatoso; y iii) cambio de alcaldes y gobernadores (lenta ejecución presupuestal). Se destaca a su vez la influencia de la política monetaria en la desaceleración del PIB, dadas las constantes alzas en las tasas de interés para frenar el crecimiento de la demanda interna que sobrepasó en 2007 el crecimiento del PIB potencial; de igual forma, para que no se agudizaran las presiones inflacionarias provenientes de los altos precios del petróleo y los choques de oferta que se venían experimentando.

Por otra parte, la desaceleración de la economía comienza a tener explicación en la crisis hipotecaria y financiera que experimentó Estados Unidos a partir de agosto de 2007 y que se extendió posteriormente a algunos países de Europa. La crisis provocó una disminución en el ingreso disponible de las familias y aunado a los mayores precios del petróleo, conllevó a un menor crecimiento en las economías desarrolladas. Consecutivamente, el mundo comenzó a experimentar una gran volatilidad de los mercados financieros que hacía que los inversionistas pensaran en una recomposición de sus portafolios y que los bancos centrales de estos países tuvieran que inyectar gran liquidez a sus mercados. Finalmente, lo anterior condujo a dificultades para acceder a los créditos por parte de los hogares y empresas de estos países y a una reducción en la actividad económica.

El efecto de esta crisis en los países emergentes dependió: del grado de importancia en las relaciones comerciales, la dependencia de las exportaciones y

los ingresos fiscales a los precios internacionales de bienes básicos, el estado del ciclo económico, las acciones de política monetaria y los desequilibrios tanto en la cuenta corriente como en la cuenta de capitales.<sup>17</sup> Así, Colombia por lo menos en 2008 no se vio tan vulnerable a esta crisis, aunque los choques de oferta y los altos precios de los alimentos, el petróleo y sus derivados produjeron que no se pudiera controlar la alza continua en el nivel de precios.

A la luz de lo anterior, este período estuvo caracterizado por subidas en las tasas de interés, hasta el punto que la tasa de interés DTF pasó de 7,6% en mayo de 2007 a 9,8% en junio de 2008. La tasa de intervención del Banco de la República aumentó en 400 pb desde abril de 2006 hasta julio de 2008; sin embargo, esto no se vio reflejado en el crecimiento real de las tasas, dado que el alza en la inflación fue mayor que el incremento de las tasas nominales. Sin embargo, el impacto de las mayores tasas de interés, aunque redujo la demanda interna, no alcanzó a endurecer la política monetaria ni tampoco logró reducir la tasa de inflación en 2008.

De otro lado, los altos términos de intercambio que enfrentaron las economías emergentes, las fuertes entradas de capital, el debilitamiento del dólar y los excesos de liquidez de la economía mundial junto con la baja percepción de riesgo por parte de los inversionistas extranjeros, continuaron provocando en Colombia un fuerte proceso de apreciación entre del tipo de cambio hasta septiembre de 2008.

De esta forma, el perfil de la política monetaria según la evolución del ICM, reflejó un comportamiento expansivo hasta julio de 2008, donde el alza en las tasas de interés del Emisor no logró endurecer la política monetaria. Una explicación a este hecho se puede encontrar en el efecto de la revaluación y la política de intervenciones cambiarias sobre la liquidez neta (no obstante, los agregados monetarios mostraron un menor ritmo de crecimiento en 2008). Según esto, fue evidente el mayor peso de la revaluación en el ICM que el aumento de la tasa de interés.

<sup>17</sup> Banco de la República (2008).

No obstante, a partir de septiembre de 2008 el panorama cambia con la crisis financiera y a juzgar por el comportamiento reciente del ICM, la política monetaria comenzó a mostrar un perfil restrictivo en medio de la nueva tendencia que registró el precio del dólar. En efecto, la fuerte devaluación observada del peso a consecuencia del desplome de los mercados financieros internacionales, generó una tendencia alcista del ICM hacia una región de contracción monetaria y tal como se registró en la primera parte de 2008, el efecto de la tasa de cambio continuó dominando sobre la tasa de interés, esto teniendo en cuenta que las tasas de intervención no han subido desde julio.

### Conclusiones

La construcción de un ICM a partir de los coeficientes de variación de las desviaciones de la tasa de interés de corto plazo y del tipo de cambio real, permitió evidenciar el perfil de la política monetaria colombiana entre 1998 y 2008, en el marco de una evolución del PIB caracterizado por cuatro etapas. Se destaca cómo en el período 1998-2000, el ICM reflejó el perfil restrictivo de la política monetaria, el cual se vio afectado por la devaluación del peso y por el alza en las tasas de interés, siendo esta variable la de mayor influencia en la dinámica del ICM. La evolución de este índice mostró un comportamiento procíclico en relación con la evolución del PIB y contracíclico con respecto a la tasa de inflación.

Seguidamente, entre 2001 y 2007, época caracterizada por una recuperación o despegue, inicialmente, y expansión o auge de la actividad económica colombiana, después, el análisis del ICM permite señalar una mayor laxitud de la política monetaria, que se reflejó en el descenso de las tasas de interés y en la mayor volatilidad del tipo de cambio real, especialmente entre 2004 y 2007 donde se agudizó el proceso de revaluación del peso. En general, la

evolución del ICM entre 2001 y 2003 mostró una tendencia procíclica en relación con el comportamiento de la inflación y contracíclica con respecto al modesto desempeño del PIB. Asimismo, como sucedió en la primera etapa, es probable que los valores negativos del ICM se hayan visto influenciados en mayor parte por las bajas tasas de interés que por el comportamiento del tipo de cambio real.

Asimismo, el relajamiento de la política monetaria en la etapa de expansión y auge del PIB coincide con un hecho importante: la continuación del proceso de desinflación hasta el año 2006. Podría señalarse que el ICM se vio fuertemente influenciado por la apreciación constante del tipo de cambio real y por los efectos de las intervenciones cambiarias. Estos fenómenos probablemente incidieron para que se mantuviera el perfil expansivo de la política monetaria, pese al conjunto de medidas que impulsaron la contracción de los agregados monetarios, que terminaron por generar un aumento de las tasas de interés del mercado.

Por último, se observa que la política de mayores tasas de interés, implementada por las autoridades monetarias en la última etapa, no logró modificar el perfil expansivo de la PM y, al parecer hoy -como resultado de la crisis financiera- el cambio de orientación de la PM lo que está consiguiendo es la devaluación del peso. De esta forma las presiones devaluacionistas del peso pueden estar comprometiendo el papel de la política monetaria, ya que una mayor devaluación endurece la PM y conlleva a un aumento natural de las tasas de interés (la del ahorro y la del crédito, por ejemplo); en estas condiciones, bajar las tasas de interés del Emisor puede resultar ineficiente frente a las demás tasas de interés de la economía, es decir, ante la baja de la tasa de intervención, las otras tasas no siguen el mismo comportamiento y tampoco se lograría una disminución en el nivel de precios.

## Referencias bibliográficas

- Banco de la República (1999). Informe al Congreso de la República. Octubre, pp. 10-25.
- (2000). Informe al Congreso de la República. Julio, pp. 11-20.
- (2001). Informe al Congreso de la República. Julio, pp. 43-55.
- (2002). Informe al Congreso de la República. Julio, pp. 17-28.
- (2003). Informe al Congreso de la República. Julio, pp. 22-37.
- (2004). Informe al Congreso de la República. Julio, pp. 13-30.
- (2005). Informe al Congreso de la República. Julio, pp. 26-33.
- (2006a). Informe al Congreso de la República. Julio, pp. 59-65.
- (2006b). Estadísticas monetarias y cambiarias, semana No. 52 y No. 38, cuadro 5.
- (2007a). Informe al Congreso de la República. Julio, pp. 32-76.
- (2007b). Informe de inflación. Julio.
- (2008). Informe al Congreso de la República. Julio.
- Ericsson, Neil R. Jansen, Eilev S. Kerbeshian, Neva A. y Nyman, Ragnar. “Interpreting a monetary conditions index in economic policy”.
- Freedman, Charles (2000). “Recent developments in the framework for the conduct of monetary policy in Canada”. Canadian Business Economics. November.
- Hataiseree, Rungsun (2000). “The roles of monetary conditions and the monetary conditions index in the conduct of monetary policy: the case of Thailand under the floating rate regime”. Economic Research Department.
- Hernández y Mesa (2006). “La experiencia colombiana bajo un régimen de flotación controlada del tipo de cambio real: el papel de las intervenciones cambiarias”. Lecturas de Economía, No 65, diciembre, pp. 39-71.
- Kesriyeli, Mehtap, Koçaker, I. İlhan (1999). “Monetary conditions index: a monetary policy indicator for Turkey”, the Central Bank of the Republic of Turkey. Research Department. Discussion Paper No. 9908, july.
- López, Mauricio; Mesa Ramón, Javier; y Rhenals, Remberto (2006). “Síntesis y perspectivas del contexto macroeconómico colombiano 2006-2007”, Revista Perfil de Coyuntura Económica, No. 8, diciembre, pp. 5-48.
- Mesa, Ramón Javier (2006). “Desempeño monetario y cambiario 2006-2007: síntesis y perspectivas”. Mimeo.
- Mesa, Ramón Javier; y Ramos, Elizeth (2003). “Sector externo y política cambiaria en Colombia en el período 1999-2002: del desequilibrio externo al equilibrio precario”, Revista Perfil de Coyuntura Económica, No. 2, diciembre, pp. 64-83.
- Mesa, Rhenals y Londoño (2003). “La desinflación reciente en Colombia y los riesgos de la política monetaria”, Revista Perfil de Coyuntura Económica, No. 1, febrero.
- Mora, Rocío (2000). “El índice de condiciones monetarias en Colombia”, Borradores de Economía, No. 158, pp. 1-47.
- Perea, Hugo; y Chirinos, Raymundo (1998). “El índice de condiciones monetarias y su estimación para el Perú”. Banco Central de Reserva del Perú. [Artículo en Internet], disponible en: <http://www.cemla.org/pdf/red-iv-hprch.pdf>. Fecha de acceso: 14 de octubre de 2007.



# JUNTA MONETARIA<sup>1</sup>

## MIEMBROS TITULARES

**María Antonieta Del Cid Navas de Bonilla**  
Presidenta

**Julio Roberto Suárez Guerra**  
Vicepresidente

**Juan Alberto Fuentes Knight**  
Ministro de Finanzas Públicas

**Max Erwin Quirín Schoder**  
Electo por las asociaciones  
Empresariales de comercio,  
industria y agricultura

**Rubén Estuardo Morales Monroy**  
Ministro de Economía

**Luis Rolando Lara Grojec**  
Electo por los presidentes de los consejos de  
administración o juntas directivas de los  
bancos privados nacionales

**Mario Roberto Aldana Pérez**  
Ministro de Agricultura, Ganadería y Alimentación

**Luis Fernando Pérez Martínez**  
Electo por el Congreso de la República

**José Rolando Secaida Morales**  
Electo por el Consejo Superior de la  
Universidad de San Carlos de Guatemala

## MIEMBROS SUPLENTES

**Edgar Alfredo Balsells Conde**  
Electo por el Congreso de la República

**Sergio de la Torre Gimeno**  
Electo por las asociaciones  
empresariales de comercio,  
industria y agricultura

**Gabriel Biguria Ortega**  
Electo por los presidentes de los consejos de  
administración o juntas directivas de los bancos  
privados nacionales

**Miguel Angel Lira Trujillo**  
Electo por el Consejo Superior de la Universidad de  
San Carlos de Guatemala

## ASESORES PERMANENTES

**Manuel Augusto Alonzo Araujo**  
Gerente General

**Oscar Roberto Monterroso Sazo**  
Gerente Económico

**Sergio Francisco Recinos Rivera**  
Gerente Financiero

**Leonel Hipólito Moreno Mérida**  
Gerente Jurídico

**Juan Carlos Castañeda Fuentes**  
Director  
Departamento de Estudios Económicos

**Edgar Baltazar Barquín Durán**  
Superintendente de Bancos

**Armando Felipe García Salas Alvarado**  
Secretario

<sup>1</sup> Al 2 de julio de 2009

## AUTORIDADES

**María Antonieta Del Cid Navas de Bonilla**  
Presidenta

**Julio Roberto Suárez Guerra**  
Vicepresidente

**Manuel Augusto Alonzo Araujo**  
Gerente General

**Oscar Roberto Monterroso Sazo**  
Gerente Económico

**Sergio Francisco Recinos Rivera**  
Gerente Financiero

**Leonel Hipólito Moreno Mérida**  
Gerente Jurídico

**Antonieta Gutiérrez**  
Gerente Administrativo

## FUNCIONARIOS SUPERIORES

**Armando Felipe García Salas Alvarado**  
*Secretaría de la Junta Monetaria*  
Secretario de la JM

**Aníbal García Ortiz**  
*Secretaría de la Junta Monetaria*  
Subsecretario de la JM

**Bernardino González Leiva**  
*Auditoría Interna*  
Auditor Interno

**Erwin Roberto Camposeco Córdova**  
*Auditoría Interna*  
Subauditor Interno

**César Augusto Martínez Alarcón**  
*Asesoría Jurídica*  
Asesor III

**Gerardo Noél Orozco Godínez**  
*Asesoría Jurídica*  
Asesor III

**Fernando Villagrán Guerra**  
*Asesoría Jurídica*  
Asesor II

**Ivar Ernesto Romero Chinchilla**  
*Departamento de Comunicación y Relaciones Institucionales*  
Subdirector

**Salvador Orlando Carrillo Grajeda**  
*Departamento de Recursos Humanos*  
Director

**José René Lorente Méndez**  
*Departamento de Recursos Humanos*  
Subdirector

**Erick Prado Carvajal**  
*Departamento de Recursos Humanos*  
Subdirector

**Juan Carlos Castañeda Fuentes**  
*Departamento de Estudios Económicos*  
Director

**Carlos Eduardo Castillo Maldonado**  
*Departamento de Estudios Económicos*  
Subdirector

**Eddy Roberto Carpio Sam**  
*Departamento de Estudios Económicos*  
Subdirector

**Sergio Javier López Toledo**  
*Departamento de Investigaciones Económicas*  
Subdirector

**Otto René López Fernández**  
*Departamento de Estadísticas Económicas*  
Director

**Fernando Wladimir D. Estrada Pérez**  
*Departamento de Estadísticas Económicas*  
Subdirector

**Pablo Antonio Marroquín Fernández**  
*Departamento de Análisis Bancario y Financiero*  
Subdirector

**Rómulo Oswaldo Divas Muñoz**  
*Departamento de Operaciones de Estabilización Monetaria*  
Director

**Jorge Vinicio Cáceres Dávila**  
*Departamento de Operaciones de Estabilización Monetaria*  
Subdirector

**Edgar Rolando Lemus Ramírez**  
*Departamento Internacional*  
Director

**Jorge Aníbal Del Cid Aguilar**  
*Departamento Internacional*  
Subdirector

**Byron Leopoldo Sagastume Hernández**  
*Departamento de Contabilidad*  
Director

**Marco Antonio de Jesús Folgar Chapetón**  
*Departamento de Contabilidad*  
Subdirector

**José Fernando Ramírez Velásquez**  
*Departamento de Emisión Monetaria*  
Director

**Ariel Rodas Calderón**  
*Departamento de Tecnologías de Información*  
Director

**Byron Saúl Girón Mayén**  
*Departamento de Tecnologías de Información*  
Subdirector

**Mynor Humberto Saravia Sánchez**  
*Departamento de Servicios Administrativos y Seguridad*  
Director

**Mario Roberto León Ardón**  
*Departamento de Servicios Administrativos y Seguridad*  
Subdirector

# Red Nacional de Bibliotecas del Banco de Guatemala

## Guatemala

### Ciudad Guatemala

1. Biblioteca Central  
7<sup>a</sup>. avenida, 22-01, zona 1
2. Parque Colón  
8<sup>a</sup>. calle, entre 11 y 12 avenidas, zona 1
3. Instituto “Dr. Carlos Federico Mora”  
Calzada San Juan, 32-50, zona 7  
Colonia Centroamérica
4. Parque Navidad  
Diagonal 34, zona 5

### Amatitlán

5. 5<sup>a</sup>. calle y 4<sup>a</sup>. avenida, esquina  
Barrio La Cruz

### Villa Canales

6. 8<sup>a</sup>. calle, 2-64, zona 1

### San José Pinula

7. 1a. calle, 4-30, zona 2  
Edificio municipal

### Santa Catarina Pinula

8. Dirección de Servicios Públicos  
1a. calle, 5-50, zona 1

## Alta Verapaz

### Cobán

9. Calzada Rabín Ajau, zona 11, Salida a Chisec  
Instituto de la Juventud y el Deporte

### Cobán

10. 1<sup>a</sup>. calle, 5-24, zona 2

## Baja Verapaz

### Rabinal

11. 4a. avenida, 2-37, zona 3

### Salamá

12. 5<sup>a</sup>. avenida, 6-21, zona 1

## Chimaltenango

### San Martín Jilotepeque

13. Plaza Central, frente a municipalidad

### Patzún

14. 3a. calle, 5-48, zona 1

### Chimaltenango

15. 2<sup>a</sup>. avenida, 2-20, zona 3, nivel 2

### Zaragoza

16. 7a. avenida Norte, No. 3  
Frente al parque Central

## Chiquimula

### Quezaltepeque

17. 3a. calle y segunda avenida, zona 2

### Ipala

18. 3a. avenida, 1-61, zona 4  
2<sup>o</sup>. nivel, Supervisión Educativa

### Olopa

19. A un costado del parque Central

## Chiquimula

20. 6<sup>a</sup>. avenida, 3-00, zona 1, nivel 2  
Edificio municipal

## El Progreso

### Guastatoya

21. Avenida Principal

### Morazán

22. Barrio Concepción

### El Jícaro

23. Calle Principal, barrio El Centro  
Edificio municipal, nivel 2

## Escuintla

### Tiquisate

24. 4a. calle, zona 1  
Edificio municipal

## Escuintla

25. 3 avenida, 3-63, zona 1

## Puerto San José

26. Edificio Banco de Guatemala  
Avenida de “El Comercio”

## Santa Lucía Cotzumalguapa

27. 5a. calle, 3-39, zona 1

## Huehuetenango

### San Antonio Huista

28. Cantón Central

## Huehuetenango

29. 4<sup>a</sup>. calle, 5-07, zona 1

## Izabal

### Puerto Barrios

30. 7<sup>a</sup>. calle y 8<sup>a</sup>. avenida, esquina, zona 1  
parque “José María Reyna Barrios”

## Jalapa

### Jalapa

31. Calle “Tránsito Rojas”  
5-46, zona 6, nivel 2

- San Luis Jilotepeque**  
32. Edificio municipal  
Barrio El Centro
- Jutiapa**  
**Asunción Mita**  
33. Edificio Fundabiem  
A un costado del parque Central
- El Progreso**  
34. Calle Principal y avenida Achuapa  
Casa de la Cultura
- Petén**  
**Melchor de Mencos**  
35. Barrio El Centro
- San Francisco**  
36. A la par del Puesto de Salud
- San Luis**  
37. Barrio El Centro,  
frente a Posada San Antonio
- San Benito**  
38. 5a. avenida entre 8<sup>a</sup>. y 9<sup>a</sup>. calles, zona 1
- Quetzaltenango**
- El Palmar**  
39. Edificio de la Cruz Roja
- Coatepeque**  
40. Barrio San Francisco (sobre línea férrea)
- Quetzaltenango**  
41. 12 avenida, 5-12, zona 1
- Quiché**
- Pachalum**  
42. Calle Las Flores
- Santa Cruz del Quiché**  
43. 3<sup>a</sup>. calle, 4-00, zona 5
- Canillá**  
44. Frente al edificio municipal
- Retalhuleu**
- Champerico**  
45. Avenida del Ferrocarril  
Costado del parque Central, nivel 2
- Retalhuleu**  
46. 6<sup>a</sup>. avenida, 6-18,  
zona 1, nivel 2
- Sacatepéquez**
- Antigua Guatemala**  
47. Portal Las Panaderas  
5<sup>a</sup>. avenida Norte, No. 2, nivel 2
- Sumpango**  
48. 0 avenida, 1-18, zona 3  
Frente a municipalidad
- San Marcos**
- San Marcos**  
49. 9<sup>a</sup>. calle, 7-54, zona 1
- Malacatán**  
50. Instituto Experimental de  
Educación Básica con Orientación  
Industrial y Magisterio  
3<sup>a</sup>. avenida, entre 1<sup>a</sup>. y 2<sup>a</sup>. calles,  
zona 1, colonia El Maestro
- San Pablo**  
51. Edificio municipal, frente al parque Central
- Tecún Umán**  
52. 1 avenida, entre 3<sup>a</sup>. y 4<sup>a</sup>. calles,  
zona 1, local del Banco de Guatemala
- Santa Rosa**
- Chiquimulilla**  
53. 1<sup>a</sup>. calle B y 2<sup>a</sup>. avenida, zona 1  
Edificio municipal
- Barberena**  
54. 4a. calle y 4a. avenida, zona 1
- Guazacapán**  
55. Barrio San Miguel Centro  
Edificio municipal
- Cuilapa**  
56. 4a. calle, 1-51, zona 4  
Barrio La Parroquia  
Centro de Atención Integral
- Sololá**
- Sololá**  
57. 7a. avenida, 8-72,  
zona 2, nivel 2  
Banco G&T
- Suchitepéquez**
- Mazatenango**  
58. 7<sup>a</sup>. calle, 3-18, zona 1

**Totonicapán**

59. **Totonicapán**  
7a. avenida y 5a. calle,  
zona 1, nivel 2

**Zacapa**

60. **Zacapa**  
4a. calle, 14-32,  
zona 1, nivel 2

**Gualán**

61. Barrio El Centro  
Edificio municipal, nivel 2

**Estanzuela**

62. 1a. calle, 2-00, zona 1

**Río Hondo**

63. 6a. calle, 2-43, zona 1  
Barrio El Centro  
frente a municipalidad



(15 de septiembre, 1907 - 6 de abril, 1975)

Fragmento de discurso de inauguración del  
Banco de Guatemala, por el  
Doctor Manuel Noriega Morales  
(pronunciado el 1 de julio de 1946)

“Desde el nacimiento mismo del Ministerio de Economía, que se debe a la certera visión de los miembros de la ex-Junta Revolucionaria de Gobierno, la idea de la reforma monetaria y bancaria del país cobró aliento. Los magnos problemas de la economía nacional, descuidados a través de tantos regímenes autocráticos, reclamaban solución al entrar nuestra patria a los cauces de una vida democrática, inspirada sinceramente en el deseo de mejorar las condiciones económicas y sociales de Guatemala. Gobernantes anteriores decían amar a su pueblo, pero lo mantenían en la miseria, no obstante tener recursos monetarios y recursos fiscales para procurar, por medio de instituciones crediticias o de fomento a la producción, elevar el nivel de vida de la población guatemalteca.”

# Banco de Guatemala



