



ENSAYOS

sobre política económica

***Crédito y depósitos bancarios
en Colombia (1990-2004):
una relación de largo plaz***

Luz Adriana Flórez
Carlos Esteban Posada
José Fernando Escobar

Revista ESPE, No. 48 Junio 2005
Páginas 12-63

Los derechos de reproducción de este documento son propiedad de la revista *Ensayos Sobre Política Económica* (ESPE). El documento puede ser reproducido libremente para uso académico, siempre y cuando no se obtenga lucro por este concepto y además, cada copia incluya la referencia bibliográfica de ESPE. El(los) autor(es) del documento puede(n) además poner en su propio *website* una versión electrónica del mismo, pero incluyendo la referencia bibliográfica de ESPE. La reproducción de esta revista para cualquier otro fin, o su colocación en cualquier otro *website*, requerirá autorización previa de su Editor de ESPE.

The credit and its determinants: the Colombian case (1990-2004)

Luz Adriana Flórez*

Carlos Esteban Posada**

José Fernando Escobar***

The opinions and estimates contented here are exclusive responsibility of the authors and do not necessarily represent the sentiment of the Banco de la República, nor of its Board of Directors. We thank Luis Eduardo Arango, Luis Fernando Melo y Martha Misas for their contributions to previous versions and Dairo Estrada, María Teresa Ramírez, Vicente Tuesta, Hernando Vargas, two anonymous referees and the assistants of the annual meeting of the network of investigators of central banks (Cemla) and the internal seminar of Banco de la República for their comments. Any errors are our own.

* Banco de la República. E-mail: lflorefl@banrep.gov.co

** Banco de la República. E-mail: cposadpo@banrep.gov.co

*** Banco de la República.

Document received 14th September 2004; final versión accepted 15th February 2005.

Abstract

We construct a theoretical dynamic general equilibrium model to guide our research about the evolution of the Colombian general banking credit during the period 1990:01 – 2004:04. According to the model there is an equilibrium relationship between banking deposits, stock of loans and the loans interest rate. The results of the econometric tests and the impulse-response functions, based on the common trends approach, do not reject any of two hypotheses: a) there is a stable equilibrium relationship such as that derived from the model, and b) the crisis at the end of nineties was a transitory break of the equilibrium and not a structural change; thus the economy is now (June, 2004) going back to the equilibrium.

JEL Classification: C22, E44, G10.

Keywords: *banking deposits, credit, interest rate, structural vector error correction, common trends.*

Crédito y depósitos bancarios en Colombia (1990-2004): una relación de largo plazo

Luz Adriana Flórez *
Carlos Esteban Posada **
José Fernando Escobar ***



A fin de interpretar el desempeño del crédito bancario observado durante los años noventa y principios del actual decenio en Colombia, se construyó un modelo teórico de equilibrio general dinámico. Además, se puso a prueba econométrica la ecuación generada en tal modelo que establece una relación de equilibrio entre depósitos, crédito y tasa de interés activa (con datos del período 1990:01-2004:04). Las pruebas econométricas y los impulsos-respuestas (estos últimos obtenidos gracias a la metodología de «tendencias comunes») permiten considerar plausibles dos

Las opiniones, cálculos y demás estimaciones contenidos en este documento son de la responsabilidad exclusiva de los autores y no comprometen al Banco de la República ni a sus directivas. Los autores agradecen la colaboración para ediciones previas de Luis Eduardo Arango, Luis Fernando Melo y Martha Misas, y los comentarios de Dairo Estrada, María Teresa Ramírez, Vicente Tuesta, Hernando Vargas, dos evaluadores anónimos y los asistentes a la IX reunión anual de la red de investigadores de bancos centrales (Cemla) y al seminario interno del Banco de la República a versiones previas. Los errores son nuestra responsabilidad.

* Banco de la República. Correo electrónico: lflore@banrep.gov.co

** Banco de la República. Correo electrónico: cposadpo@banrep.gov.co

*** Banco de la República.

Documento recibido el 14 de septiembre de 2004; versión final aceptada el 15 de febrero de 2005.

hipótesis: a) existe una relación de equilibrio entre depósitos, crédito y tasa de interés activa como la que se deduce del modelo teórico, y b) la crisis de finales de los años noventa fue una ruptura transitoria del equilibrio y no un cambio estructural, así que la situación actual (junio de 2004) puede entenderse como una etapa de retorno al equilibrio.

Clasificación JEL: C22, E44, G10.

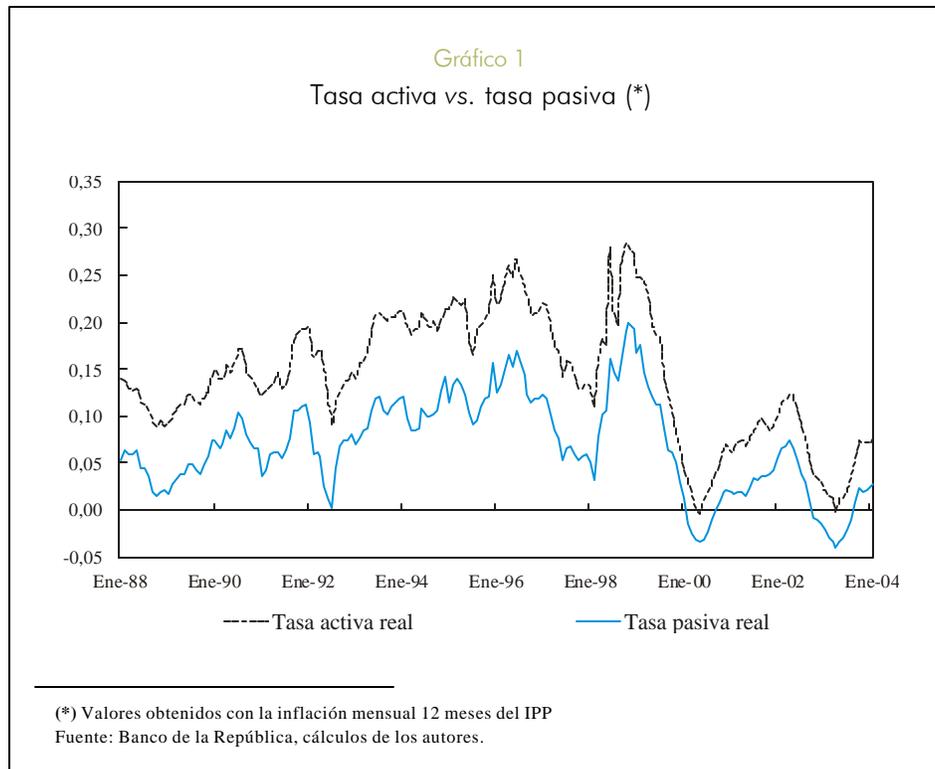
Palabras claves: depósitos bancarios, crédito, tasa de interés, vector de corrección de errores estructural, tendencias comunes.

I. INTRODUCCIÓN

Al finalizar el decenio de los noventa la economía colombiana experimentó una de las crisis más fuertes del siglo XX: el PIB real cayó 4,2% en 1999, la tasa de interés real alcanzó niveles entre 15% y 24% anual en algunos momentos entre 1998 y 1999, y se presentó una contracción del crédito interno. En los años previos se había observado, en Colombia, un crecimiento rápido del gasto público, un déficit fiscal de proporciones significativas, un déficit sustancial en la cuenta corriente externa; y crisis financieras y de balanza de pagos en varias naciones asiáticas, Rusia y Brasil.

El comportamiento que presentó la tasa activa de interés real en Colombia fue (Gráfico 1) tanto un síntoma de problemas subyacentes como un elemento que desempeñó algún papel en la determinación del ambiente macroeconómico al finalizar los años noventa. Sus niveles altos a finales de 1998 llevaron a que el valor de las garantías de los créditos bancarios cayera y se incrementara la deuda en mora y los activos en dación de pago a los bancos. El Gráfico 2 muestra la caída de la cartera neta real del sector financiero¹ desde mediados de 1998.

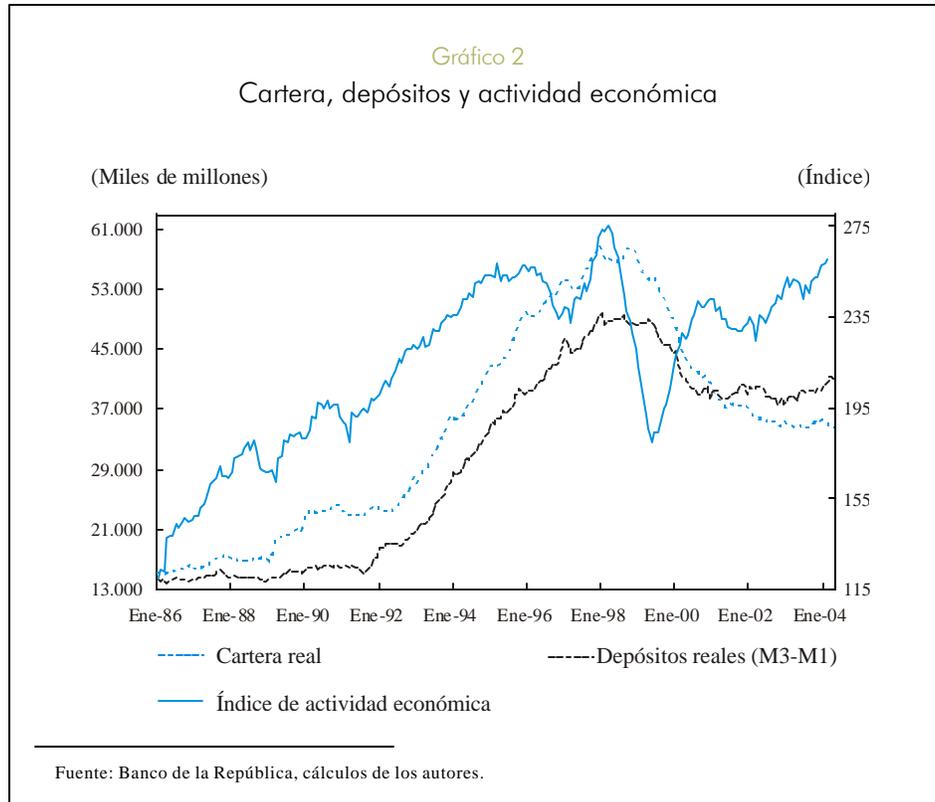
¹ Se entiende por cartera (en lo que sigue: cartera neta, incluida la de la Financiera Eléctrica Nacional) del sistema financiero el crédito directo (el saldo de los préstamos) otorgado por las entidades bancarias a los diferentes sectores de la economía, mientras que la definición de crédito del sistema financiero incluye, además de la cartera, las inversiones del sistema financiero y los préstamos a empleados, entre otros. Nosotros preferimos utilizar la serie de cartera dado que la de crédito sólo está disponible desde 1993, aproximadamente. El índice de actividad económica presentado en el Gráfico 2 corresponde al índice coincidente de actividad económica elaborado por Melo *et al.* (2001).



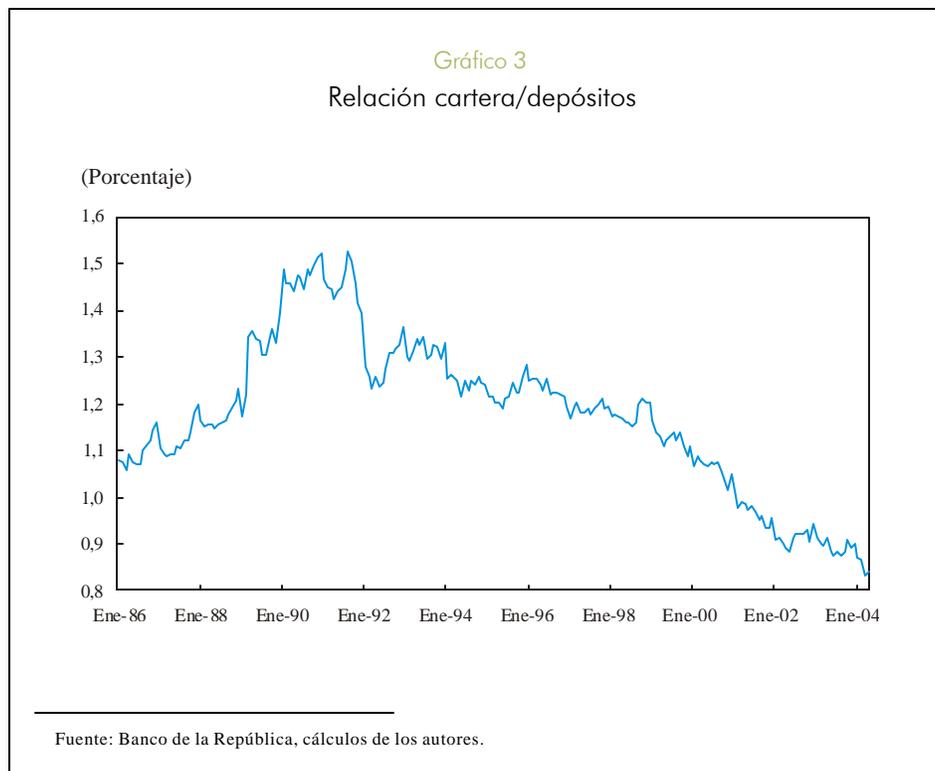
El Gráfico 3 presenta la relación entre cartera y depósitos, descendente entre mediados de 1999 y mediados de 2003.

Es intuitivo suponer que la mencionada evolución del PIB y de otras variables macroeconómicas estuvo relacionada con el auge y desplome posterior de la actividad crediticia. Con todo, es evidente que una explicación exhaustiva del comportamiento del crédito bancario es una tarea compleja. El objetivo del trabajo que se presenta en este documento fue evaluar la importancia empírica de algunos factores determinantes del nivel y de la dinámica del crédito en los años noventa y principios del decenio actual.

Nuestro punto de partida fue la elaboración de un modelo teórico (con base en modelos reconocidos en la literatura académica) que permitiera generar hipótesis contrastables mediante ejercicios econométricos. La presentación del modelo teórico, de los ejercicios y de sus resultados, es el contenido de este documento.



Antes de concluir esta sección conviene mencionar que nuestro trabajo se diferencia de otros realizados para el caso colombiano por su método y por sus resultados. En cuanto al método, diseñamos un modelo de equilibrio general dinámico determinístico que nos generó una ecuación de equilibrio de largo plazo entre depósitos, crédito y tasa de interés activa, que fue la base de nuestros ejercicios econométricos. Por sus resultados econométricos, nuestro trabajo concluye que, para el período 1990:01-2004:04, no puede rechazarse la hipótesis de existencia de una relación de equilibrio de largo plazo entre crédito, depósitos y tasa de interés activa como la sustentada por nuestro modelo teórico, así que la crisis de finales de los años noventa fue, al parecer, una ruptura transitoria del equilibrio, y no un cambio estructural. En este sentido la situación actual se puede entender como una etapa de retorno al equilibrio. En estos términos puede interpretarse nuestro aporte frente a otros trabajos del caso colombiano.



El documento consta de cinco secciones, siendo esta la primera. La sección II revisa la literatura sobre la evolución del crédito y su relación con la actividad macroeconómica en el caso colombiano reciente. El objetivo específico de tal sección es ofrecer al lector más elementos críticos para evaluar el grado de pertinencia de nuestro trabajo con respecto a los determinantes de corto y largo plazos del crédito bancario. La sección III presenta el modelo teórico (del tipo denominado *equilibrio general dinámico*) y se refiere a sus antecedentes en la literatura académica internacional. La sección IV contiene el análisis econométrico. Y finalmente la sección V presenta el resumen y las conclusiones.

II. LOS ESTUDIOS DEL CASO COLOMBIANO RECIENTE

Los estudios que han analizado la mencionada caída del crédito (de fines de los noventa y principios del actual decenio: Gráfico 3) han hecho referencia a las

tendencias de los factores de oferta y demanda para una posible explicación de aquella.

Entre los trabajos que se concentran en los factores de oferta se encuentra el de Echeverry y Salazar (1999). Este trabajo hace énfasis en la existencia de un canal de crédito² que explica la caída en la oferta dado el mayor riesgo percibido por las entidades financieras. El deterioro de la calidad de la cartera y las pérdidas de capital presentadas al inicio de la recesión llevaron a los intermediarios a mejorar su relación capital/activos y reducir la oferta de crédito. El trabajo de Arias (2001) también se concentra en el lado de la oferta. Según él, los cambios en la regulación bancaria de mediados de los años noventa originaron una caída de la productividad bancaria y esto, a su turno, causó una contracción del crédito bancario. Arias defendió su hipótesis mostrando que un modelo de simulación (calibrado numéricamente) de ciclo económico con un sistema financiero que otorga crédito bajo condiciones restrictivas puede generar una recesión similar a la observada en Colombia en tales años, si soportase un choque negativo de productividad de una cierta magnitud.

El estudio de Urrutia (1999) muestra que la existencia de un *credit crunch*³ hace que la transmisión de la política monetaria a través del canal de crédito sea ineficiente. De esta manera una política expansiva que busca bajar las tasas de interés para reactivar la actividad económica sólo tiene respuesta por la vía de la tasa de interés de los bonos públicos (el canal tradicional de transmisión) y no mediante una mayor oferta de crédito (canal del crédito). Entre los factores que han llevado a una caída en la oferta de crédito destaca el mayor riesgo crediticio por la insolvencia de los deudores, el deterioro del patrimonio de los intermediarios financieros, la caída en el valor de las garantías reales y el encarecimiento

² La literatura sobre el canal de crédito proporciona una manera adicional de analizar el efecto de la política monetaria: «*Thus, contractionary monetary policy, which causes a decline in equity prices and a reduction in the net worth of firms, leads to a fall in lending, investment, and output. In addition, contractionary monetary policy that raises interest rates reduces the cash flows of firms. The fall in cash flow leads to greater adverse selection and moral hazard problems and, consequently, a fall in lending and a decline in aggregate demand*» (Attamensah y Dib, 2003, p. 3.)

³ Bernanke y Lown definen así el *credit crunch*: «*(...) a bank credit crunch as a significant leftward shift in the supply curve for bank loans, holding constant both the safe real interest rate and the quality of potential borrowers*», (Bernanke y Lown, 1991, p. 207.)

de las operaciones interbancarias (causado por el impuesto del 2 por mil, hoy 4 por mil). Estos factores indujeron a los intermediarios financieros a realizar inversiones en activos más seguros pero menos rentables -como los títulos de tesorería de la Nación (TES)- y, adicionalmente, a mantener niveles de reservas mayores a los requeridos.

Carrasquilla *et al.* (2000) sugirieron una explicación adicional a las presentadas anteriormente. Según estos, la caída en el nivel de los depósitos explica la reducción de la oferta de crédito: «Al caer modestamente los depósitos, en 1998, los bancos asumen el costo de este defecto de liquidez. La valoración implícita que hacen de este recurso se eleva y así su demanda. La cartera otorgada se ajusta gradualmente a esta nueva visión y se generan efectos adversos sobre la demanda agregada. El riesgo crediticio es, de esta manera, endógeno a una historia que enfatiza el papel de la liquidez y su relación con el ciclo de los capitales internacionales» (p. 114).

Arias *et al.* (1999) desarrollaron un modelo de equilibrio general en el cual dos agentes, consumidores y bancos, maximizan su utilidad y sus beneficios esperados. Según tal modelo, ante un ambiente de alta incertidumbre los bancos van a desear tener excesos de liquidez siempre que el valor presente esperado de sus beneficios sea mayor que el costo de oportunidad. Adicionalmente muestran que ante un choque que produzca una caída en los depósitos, las inversiones líquidas e ilíquidas caen aunque no en las mismas proporciones.

Barajas *et al.* (2001), a diferencia de los anteriores, explicaron la caída en la oferta de crédito con base en un modelo de desequilibrio que permitiría determinar si aquella se debe a factores de oferta o de demanda. A su juicio la evidencia sugiere un racionamiento de crédito⁴, presentado por un déficit de oferta y una reducción en la disposición de recursos a causa de la actitud adoptada por el sistema financiero ante una recesión.

⁴ Para Baltensperger un racionamiento de crédito «*occurring whenever some borrower's demand for credit is turned down, even if this borrower is willing to pay all the price and nonprice elements of the loan contract*», (Freixas y Rochet, 1999, p. 132). Bernanke y Lown (1991) afirman que racionamiento de crédito y *credit crunch* no son estrictamente iguales, pues el segundo puede ser causado por problemas diferentes a los de información.

Sin embargo, Barajas y Steiner (2002), con un modelo que explica la causa de la caída del crédito tanto por factores de oferta como de demanda, encontraron un resultado diferente al obtenido en el trabajo anterior para el caso colombiano, empleando otras variables. El ejercicio econométrico realizado para Colombia, México y Perú les permitió confirmar que, en cuanto a la oferta, la expansión estuvo guiada por la abundancia de fondos prestables, mientras que el riesgo y las variables regulativas fueron claves en el período de recesión. Por otro lado, la demanda durante el período de expansión estuvo explicada por las condiciones macroeconómicas, y, en el caso colombiano, el deterioro de las condiciones macroeconómicas tuvo un impacto notable en la demanda de crédito durante la recesión. Finalmente concluyeron que, para el caso de Colombia, parece existir una modesta contracción tanto en la demanda como en la oferta, en comparación con los demás países, mientras que México parece presentar un exceso de oferta y Perú un exceso de demanda.

De acuerdo con Tenjo y López (2002), «la pobre dinámica del crédito en Colombia es reflejo del ajuste de los distintos agentes a los efectos de la crisis productiva y del sistema financiero de finales del decenio pasado. A su vez, la naturaleza de estos efectos se explica a partir de la forma como la economía asimiló las reformas estructurales de comienzos del período y los flujos de capital externo que vinieron posteriormente» (p. 2).

Zuleta (1997) presentó una visión similar a la anterior, que resalta el papel de las reformas realizadas en los noventa, las cuales dieron lugar a un gran crecimiento en el tamaño del sistema financiero. Adicionalmente mencionó la entrada de capitales acompañada de un excesivo crecimiento en la cartera, con elevados niveles de tasa de interés, que condujeron a un deterioro de aquella.

Villar, Salamanca y Murcia (2005) analizaron la relación entre el crédito, los flujos externos de capital y la regulación financiera, con base en ejercicios de descomposición contable del sistema financiero y algunos ejercicios econométricos, mostrando que los ciclos del crédito están ampliamente relacionados con los ciclos de los flujos de capital externos, y que la regulación financiera ha ayudado a profundizar dichos ciclos⁵.

⁵ Villar y Salamanca (2005) desarrollaron un modelo teórico compatible con la correlación positiva entre el crédito y los flujos de capitales externos. El modelo permite analizar el impacto de los

Otro enfoque utilizado para analizar el sistema financiero es el que destaca su relación con el crecimiento económico. Los trabajos relativos a este resaltan la importancia del sistema financiero al agilizar el proceso de acumulación de capital y de innovación tecnológica. Trabajos como los de Carvajal y Zuleta (1997) encontraron evidencia para la hipótesis según la cual un mejor desarrollo del sistema financiero estimula el crecimiento económico de largo plazo, dado que una intermediación más eficiente permite una mejor canalización de los recursos, y aumenta así la formación bruta de capital y la inversión. Adicionalmente, el trabajo de Tenjo y García (1995), tomando como referencia el de King y Levine (1993), muestra la existencia de una correlación entre el desarrollo del proceso de intermediación financiera y el crecimiento económico.

III. UN MODELO PARA EL LARGO PLAZO Y SUS ANTECEDENTES EN LA LITERATURA

Inicialmente los trabajos de equilibrio general no fueron utilizados para estudiar el sector financiero. Según Fama (1980), el sistema financiero (en una economía con o sin dinero e información perfecta) no tiene ningún efecto sobre los precios y cantidades de equilibrio; se cumple de esta manera el teorema Modigliani-Miller⁶. En este sentido, al estudiar el problema del equilibrio general se suponía (y aún hoy se supone así en muchos modelos) que, para las familias, los títulos emitidos por las empresas y los depósitos bancarios son sustitutos perfectos, y, a su vez, que los préstamos bancarios y las emisiones de títulos son sustitutos perfectos para las firmas (empresas del sector real), y se llega así a una solución de equilibrio general bajo la cual los bancos no influyen en las decisiones de los agentes y tampoco son relevantes para la economía⁷. Sin embargo trabajos como los de King y Plosser (1984), y Edwards y Végh (1997) analizan el sistema financiero en modelos de equilibrio general en los cuales este sí es relevante y las familias no son indiferentes a tener sus ahorros en depósitos o a tenerlos en títulos emitidos por firmas.

cambios en los coeficientes de encaje bancario y la inflación sobre el crédito y el endeudamiento total. En este sentido la política de encaje tiende a reforzar los ciclos del crédito, además de perjudicar a los agentes que no pueden recurrir al financiamiento externo.

⁶ El cumplimiento de este teorema supone que los bancos poseen igual acceso al mercado de capitales que los inversionistas, firmas u otros intermediarios financieros. De ahí que no exista diferencia entre los servicios que los primeros puedan ofrecer (Fama, 1980).

⁷ Véase Freixas y Rochet, 1999, Capítulo 1.

El artículo de King y Plosser (1984) permite estudiar el comportamiento de tres agentes representativos: familias, bancos y firmas. El conjunto de bancos o sector financiero produce un bien intermedio para las firmas llamado *servicio de transacciones*. Estos servicios se demandan porque economizan tiempo y recursos requeridos en el intercambio de bienes. Sin embargo, deducir analíticamente de este trabajo las demandas de los agentes por cada bien sería bastante difícil; de ahí que nuestro modelo, como se observará posteriormente, sea más sencillo.

El modelo de Edwards y Végh (1997) está diseñado para analizar el comportamiento de familias, firmas, bancos y gobierno en una economía abierta. Las familias toman las decisiones de consumo y ahorro. Las firmas producen trabajo a partir de un único recurso, y demandan crédito bancario para adelantar una parte de los salarios; además, pueden financiarse con la emisión de bonos. Los bancos toman los depósitos de las familias y prestan a las firmas. En este sentido los bancos producen depósitos y crédito. Finalmente, el gobierno decide su política económica (nivel de la tasa de devaluación y necesidades de reserva) teniendo en cuenta sus ingresos y el gasto público (que consiste en transferencias a las familias).

El modelo de Elosegui (2003) supone tres tipos de agentes: familias, firmas y bancos. El banco representativo enfrenta excesos de demanda de crédito y puede racionar la oferta de crédito de dos maneras: la primera por la vía de la calidad: el banco ofrece crédito a aquellas empresas que cumplen con determinadas características; la segunda se presenta por la vía de la cantidad: el banco ofrece cantidades de crédito distintas de aquellas firmas con características iguales, cuando no pueda racionar completamente por calidad. Estos dos tipos de racionamiento inducen una menor acumulación de capital. Por tanto, un sistema de intermediación más eficiente puede financiar más industrias y aumentar la inversión.

Nuestro modelo tiene algunas similitudes pero también algunas diferencias básicas con los anteriores: es de economía cerrada⁸, hace abstracción del gobierno, supone que el crédito es un factor de producción para las firmas, además del trabajo, y que estas no tienen opción de financiarse emitiendo títulos de deuda a favor de las familias; su única posibilidad es recibir crédito del sistema financiero.

⁸ El hecho de que sea de economía cerrada tiene costos (no podemos capturar, por ejemplo, efectos de choques externos en los flujos de capital) pero tiene el beneficio de permitirnos un desarrollo analítico y econométrico centrado en aspectos fundamentales.

¿Por qué hacer un modelo tan simplificado? Tres razones básicas justificarían tal propósito. La primera consiste en nuestra sospecha de que ciertas relaciones básicas de largo plazo entre los niveles de crédito y depósitos existen y se pueden entender de manera relativamente fácil aun bajo las abstracciones referidas; en segundo lugar, la economía colombiana no es abierta ni cerrada desde el punto de vista de la movilidad de capitales, se ubica en una situación intermedia; en tercer lugar, creemos que el ejercicio econométrico, que es nuestro objetivo final, se complicaría enormemente, incluso podría volverse imposible, si el modelo teórico tuviese los rasgos que, supuestamente, debería tener un modelo realista para Colombia: economía semiabierta, sector público que se financia parcialmente en el mercado doméstico, empresas que pueden emitir bonos adquiribles por las familias, información asimétrica de bancos, etc⁹.

Nosotros consideramos, por tanto, sólo tres agentes representativos: familias, firmas y bancos. El desarrollo del equilibrio general intertemporal es similar al de Cooley y Prescott (1995). Sin embargo, a diferencia del modelo de estos autores, en el nuestro el crédito reemplaza al capital.

En la economía que modelamos hay dos sectores productivos: el sector de bien final (Y_t) y el sector financiero, que produce un bien intermedio (Z_t) denominado crédito bancario, gracias a la captación de depósitos. La firma que produce el bien final utiliza para tal propósito el trabajo y el bien intermedio. El sector financiero utiliza en su producción trabajo y depósitos, suministrados por los hogares, y ofrece a las familias rendimientos por sus depósitos; además, suponemos que no cobra por el servicio de aceptarlos. Las familias ofrecen sus depósitos al sector bancario por seguridad (suponemos que no hay posibilidad de *corridas* bancarias) y por los rendimientos que reciben.

Es importante resaltar que en nuestro modelo las familias no escogen entre tener depósitos bancarios o títulos que podrían emitir las firmas, pues suponemos que el sector financiero brinda a las familias seguridad, a diferencia de las firmas, en la medida en que aquel mantiene un nivel de reservas suficiente que permita a las familias suavizar su consumo ante choques eventuales del ingreso. Si las familias obtienen un nivel de ingreso efectivamente menor que su ingreso

⁹ Un modelo teórico realista de crédito para Colombia (sin contrastación econométrica) se encuentra en Villar y Salamanca (2004).

permanente¹⁰ utilizarán parte de sus depósitos en bancos (haciendo retiros factibles gracias a la reserva que mantienen los bancos). El supuesto según el cual los ahorradores pueden *monitorear* los bancos genera un incentivo para que las entidades bancarias mantengan un cierto nivel de reservas que ofrezca a los ahorradores seguridad sobre la suerte de sus depósitos en cualquier momento.

En consecuencia, simplificamos nuestro modelo haciendo abstracción de las tenencias de títulos de deuda emitidos por las firmas a favor de las familias y suponiendo que las firmas tienen como único medio de financiación el crédito bancario requerido para la producción del bien final. De esta manera, el modelo permite ver el sistema bancario como un sector importante para la economía, que canaliza los depósitos de las familias hacia las firmas en forma de crédito¹¹.

A. PRESENTACIÓN DE LA FORMA ESTRUCTURAL

1. Las familias

Suponemos un hogar representativo con un número constante de miembros y cuya función de utilidad intertemporal está dada por:

$$(1) \quad U_t = E_t \left[\sum_{s=t}^{\infty} \mathbf{b}^{s-t} (C_s^{1-q} - 1) / 1 - \mathbf{q} \right]$$

Donde \mathbf{b} es el factor de descuento, C_s el consumo en el período s y \mathbf{q} el coeficiente de aversión al riesgo. El supuesto de aversión al riesgo es compatible con el de la preferencia de los agentes por confiar sus depósitos al sector bancario, en la medida en que el sector bancario permite a las familias hacer retiros de alguna parte de sus ahorros acumulados en el momento en que lo deseen, a diferencia

¹⁰ Nótese que el ingreso corriente es mayor o menor que el ingreso permanente según sea positivo o negativo el ingreso transitorio, respectivamente.

¹¹ Como verá el lector, nuestra modelación del sistema financiero es muy sencilla (suponemos, incluso, que el sector está sujeto a las condiciones de competencia perfecta), lo cual nos permite generar una solución analítica que es la base de nuestras estimaciones econométricas. Modelaciones alternativas del sector financiero, con competencia monopolística, información imperfecta, etc., son, claro está, más realistas, pero pueden impedir las soluciones analíticas. Véase, al respecto, el modelo de Caminal y Matutes (2002).

de lo que, supuestamente, haría una firma. Adicionalmente, para simplificar, suponemos que el precio del bien de consumo es igual a uno ($P_c = 1$), la oferta de trabajo de las familias es inelástica, por tanto, para simplificar, $l_t = 1$, y existe competencia perfecta.

La restricción de la familia representativa está dada por:

$$(2) \quad W_t + r_t^d d_t^o - C_t = d_{t+1}^o - d_t^o$$

Donde W_t es el salario, r_t^d la tasa de interés de depósitos y d_t^o la oferta de depósitos existentes al comienzo del período t , realizada por las familias a los bancos. Esta restricción indica que las familias dedican sus ingresos por salarios y por rendimientos de sus depósitos a consumo o a aumentar las tenencias de estos. Por el supuesto de competencia perfecta las familias son tomadoras de precios, es decir, para cada una de ellas tanto el salario como la tasa de interés no son influenciados por sus decisiones.

En consecuencia, realizando un proceso repetitivo de llevar la ecuación (2) hacia adelante y sustituir d_{t+s}^o en cada período, podemos obtener la restricción presupuestal de horizonte infinito:

$$(3) \quad E_t \left[\sum_{s=t}^{\infty} R_{t,s} C_s \right] = (1 + r_t^d) d_t^o + E_t \left[\sum_{s=t}^{\infty} R_{t,s} W_s \right]$$

Siendo, $R_{t,s} = 1 / \prod_{v=t+1}^s (1 + r_v^d)$

Además, suponemos que la ecuación (3) cumple la condición de transversalidad:

$$\lim_{T \rightarrow \infty} R_{t,T} d_{t+T+1}^o = 0$$

Al maximizar la función de utilidad (ecuación 1) obtenemos la ecuación de Euler:

$$(4) \quad E_t [u'(C_s)] = E_t [(1 + r_{s+1}^d) b u'(C_{s+1})]$$

Donde $u'(C_s) = 1 / C_s^q$

Por tanto:

$$(5) \quad E_t [C_s] = C_t E_t [R_{t,s}^{-(1/q)} b^{(1/q)(s-t)}] \quad \text{para } s \geq t$$

Al reemplazar la ecuación (5) en la restricción presupuestal de horizonte infinito de las familias (3):

$$E_t \left[\sum_{s=t}^{\infty} R_{t,s} [R_{t,s}^{-(1/\varphi)} \mathbf{b}^{(1/\varphi)(s-t)}] \right] C_t = (1 + r_t^d) d_t^o + E_t \left[\sum_{s=t}^{\infty} R_{t,s} W_s \right]$$

y al despejar C_t tenemos que:

$$(6) \quad C_t = \frac{(1 + r_t^d) d_t^o + E_t \left[\sum_{s=t}^{\infty} R_{t,s} W_s \right]}{E_t \left[\sum_{s=t}^{\infty} R_{t,s} [R_{t,s}^{-(1/\varphi)} \mathbf{b}^{(1/\varphi)(s-t)}] \right]}$$

La ecuación (6) es una expresión de la *hipótesis del ingreso permanente* de Friedman (Romer, 1996), de acuerdo con la cual el consumo es igual al ingreso permanente esperado (este último es el lado derecho de (6)). Además, el ingreso corriente es igual al ingreso permanente más el ingreso transitorio ($I_t = I_t^P + I_t^T$). De esta manera, al denotar el ingreso corriente de las familias $W_t + r_t^d d_t^o$ como I_t y reemplazar en la ecuación (2), se puede mostrar que:

$I_t - C_t = d_{t+1}^o - d_t^o \Rightarrow I_t - I_t^P = d_{t+1}^o - d_t^o \Rightarrow I_t^T = d_{t+1}^o - d_t^o$. Esto es: el ahorro es igual al ingreso transitorio de las familias.

2. Las firmas

La firma representativa produce el bien Y_t (de consumo de las familias), para lo cual utiliza trabajo y crédito. Además, el crédito se agota completamente en la producción de cada período¹².

Su función de producción está dada por:

$$(7) \quad Y_t = A_{ft}^a Z_t^{d1-a} L_{ft}^a \quad 0 < a < 1$$

Donde: A_{ft}^a el factor de escala (cuyo aumento indica mejoramiento técnico), L_{ft} la cantidad de trabajo utilizada en la producción, Z_t^d la cantidad demandada de

¹² Nótese que en este caso la tasa de depreciación de este factor es igual a 1.

crédito necesaria para la adquisición de trabajo. El crédito, en la función (7) es un acervo al principio del período t .

La firma decide las cantidades de trabajo y crédito que minimizan sus costos:

Su ecuación de costos es:

$$(8) \quad C_t^f = W_t L_{ft} + r_t^c Z_t^d$$

Al resolver por el método de multiplicadores de Lagrange se obtienen las condiciones de primer orden de las cuales deducimos las funciones de demanda óptimas de trabajo y crédito:

$$(9) \quad L_{ft} = [Y_t / A_{ft}^a] [(r_t^c \mathbf{a}) / (W_t(1 - a))]^{1-a} \quad \text{Demanda de trabajo}$$

$$(10) \quad Z_t^d = [Y_t / A_{ft}^a] [(W_t(1 - \mathbf{a})) / (r_t^c \mathbf{a})]^a \quad \text{Demanda de crédito}$$

Reemplazando estas demandas en la función de costos, podemos encontrar el costo total de producir Y_t unidades de producto:

$$(11) \quad C_t^f = W_t [(Y_t / A_{ft}^a) [(r_t^c \mathbf{a}) / (W_t(1 - \mathbf{a}))]^{1-a}] \\ + r_t^c [(Y_t / A_{ft}^a) [(W_t(1 - \mathbf{a})) / (r_t^c \mathbf{a})]^a]$$

Así, derivando la ecuación (11) con respecto al producto podemos obtener el costo marginal que, al igualarlo con el precio, permite encontrar la función de oferta del producto

$$(12)^{13} \quad 1 = (1 / A_{ft}^a) [(W_t / \mathbf{a})^a [r_t^c / (1 - \mathbf{a})]^{1-a}]$$

Tomando logaritmos y despejando con respecto al salario, podemos escribir:

$$(13) \quad \log W_t = [\log \mathbf{a} + ((1 - \mathbf{a})/\mathbf{a})\log(1 - \mathbf{a})] \\ + \log A_{ft} - ((1 - \mathbf{a})/\mathbf{a})\log r_t^c$$

¹³ Suponemos que $P_y = 1 = Pc$.

3. Los bancos

El papel del sector financiero es tomar los depósitos que realiza la familia y prestarlos a la firma ofreciendo un rendimiento sobre los mismos depósitos. Además, mantiene un nivel de reservas óptimo que permite afrontar desahorros imprevistos de las familias. Suponemos que el nivel de reservas óptimo es elegido por los bancos teniendo en cuenta la función de distribución de probabilidades del ingreso transitorio¹⁴ ($I_t^T = e_t$). Puesto que en este modelo el ingreso transitorio, como se mencionará más adelante, tiene las características de un *ruido blanco*, suponemos que la reserva, entendida como una fracción de los depósitos, es constante en el tiempo. Es importante anotar que los bancos siempre estarán dispuestos a mantener un nivel de reservas positivo pues, en caso contrario y dado que las familias tienen aversión al riesgo, no llevarían sus depósitos al sector financiero.

La función de producción del banco está dada por:

$$(14) \quad Z_t^o = A_{bt}^g d_t^{*d(1-g)} L_{bt}^g \quad 0 < g < 1$$

Siendo: $d_t^* = (1 - K) d_t$, K el nivel de reservas, A_{bt} el factor de escala en t (su cambio es el indicador de innovación tecnológica), L_{bt} la cantidad de trabajo necesaria para la producción, d_t^d la demanda de depósitos utilizados como insumos por el sector financiero¹⁵. Igual que la firma, el banco representativo decide las cantidades de trabajo y depósitos necesarias para producir Z_t^o unidades que minimizan sus costos:

Su función de costos es:

$$(15) \quad C_t^b = W_t L_{bt} + r_t^d d_t^d$$

¹⁴ En Posada y Trujillo (1993) se muestra que los bancos toman la decisión de su nivel óptimo de encaje teniendo en cuenta: a) los costos en los que pueden incurrir al tener un nivel inferior a los retiros y b) la función de distribución de los costos. Entre estos están los de acudir al mercado interbancario, aumentar los incentivos para acrecentar los depósitos, realizar sus activos más líquidos y otros intangibles como el menoscabo de la reputación.

¹⁵ Un modelo más realista podría describir de otra forma la función de producción de los bancos, por ejemplo, con una sustitución baja o nula de depósitos por trabajo e incorporando una información que solo estos poseen y que establecería la base de una posición de monopolio o de competencia monopolística entre estos. La razón para haber escogido la función de producción que utilizamos fue simplemente de conveniencia: nos pareció más sencillo utilizar esta y suponer condiciones de competencia perfecta haciendo abstracción de un hecho que parece indudable en la historia bancaria: el de información incompleta y asimétrica (esto último a veces a favor y a veces en contra de la rentabilidad bancaria).

Por el método de multiplicadores de Lagrange obtenemos las condiciones de primer orden que permiten encontrar las demandas de factores ejercidas por el banco:

$$(16) \quad L_{bt} = [Z_t^o / A_{bt}^g][1 / (1 - K)^{1-g}][(r_t^d \mathbf{g}) / (W_t(1 - \mathbf{g}))]^{1-g} \text{ Demanda de trabajo}$$

$$(17) \quad d_t^d = [Z_t^o / A_{bt}^g][1 / (1 - K)^{1-g}][W_t(1 - \mathbf{g}) / (r_t^d \mathbf{g})]^g \text{ Demanda de depósitos}$$

Reemplazando las demandas en la ecuación de costos podemos encontrar el costo total de producir Z_t^o unidades de crédito.

$$(18) \quad C_t^b = W_t[[Z_t^o / A_{bt}^g][1 / (1 - K)^{1-g}][(r_t^d \mathbf{g}) / (W_t(1 - \mathbf{g}))]^{1-g}] \\ + r_t^d[[Z_t^o / A_{bt}^g][1 / (1 - K)^{1-g}][W_t(1 - \mathbf{g}) / (r_t^d \mathbf{g})]^g]$$

Así, al derivar la ecuación (18) en términos de Z_t^o hallamos el costo marginal que, igualado al precio, permite encontrar la oferta de crédito en competencia perfecta (*precio = costo marginal*):

$$(19)^{16} \quad r_t^c = [1 / (A_{bt}^g(1 - K)^{1-g})][(r_t^d) / (1 - \mathbf{g})]^{1-g}[W_t / \mathbf{g}]^g$$

Al tomar logaritmos y despejar con respecto a salarios tenemos:

$$(20) \quad \log W_t = (1/\mathbf{g})[(1 - \mathbf{g}) \log(1 - K) + (1 - \mathbf{g}) \log(1 - \mathbf{g}) + \mathbf{g} \log \mathbf{g}] \\ + (1/\mathbf{g}) \log r_t^c - [(1 - \mathbf{g}) / \mathbf{g}] \log r_t^d + \log A_{bt}$$

4. Equilibrio en el mercado de depósitos

Como se mostró anteriormente, el ahorro de las familias es igual al ingreso transitorio: $I_t^T = d_{t+1}^o - d_t^o$, el cual tiene las características de un *error* ($I_t^T = e_t$) *bien comportado*, es decir, $e_t \sim RB$ (*RB: ruido blanco*) con media cero ($E[e_t] = 0$). Por tanto, podemos escribir:

$$(21) \quad d_{t+1}^o = d_t^o + e_t \quad \text{Oferta de depósitos}$$

¹⁶ El precio del crédito es igual a la tasa de interés r_t^c .

La demanda de depósitos está representada por la ecuación (17), de la cual, tomando logaritmos, obtenemos:

$$(22) \quad \log d_t^d = g \log ((1 - g) / g) - (1 - g) \log(1 - K) + \log Z_t^o - g \log A_{bt} \\ + g \log W_t - g \log r_t^d$$

Al utilizar la ecuación (13) en la (22) obtenemos el equilibrio en el mercado de depósitos¹⁷:

$$(23) \quad \log d_t^d = [g \log ((1 - g) / g) + g(1 - a) / a \log(1 - a) \\ - (1 - g) \log(1 - K)] + \log Z_t^o - g \log(r_t^d) \\ - (g(1 - a) / a) \log r_t^c + g \log(A_{ft} / A_{bt})$$

5. Equilibrio en el mercado de crédito

La demanda de crédito está dada por el logaritmo de la ecuación (10):

$$(24) \quad \log Z_t^d = a \log((1 - a) / a) + \log Y_t - a \log A_{ft} + a \log W_t - a \log r_t^c$$

Adicionalmente, si reemplazamos (13) en (24) obtenemos:

$$(25) \quad \log Z_t^d = \log(1 - a) - \log r_t^c + \log Y_t$$

Por otro lado, la igualación de (13) y (20) implica que:

$$(26) \quad \log r_t^c = [a / (a + g(1 - a))] [g \log(a / g) - (1 - g) \log(1 - g) \\ + (g(1 - a) / a) \log(1 - a) - (1 - g) \log(1 - K)] \\ + [a(1 - g) / (a + g(1 - a))] \log r_t^d + ag / (a + g(1 - a)) \log(A_{ft} / A_{bt})$$

¹⁷ Nótese que para encontrar el equilibrio en el mercado de depósitos no reemplazamos la ecuación (21), dada la complejidad de la ecuación en términos de su estimación. Por lo tanto, adoptamos la ecuación (23) como la que representa el equilibrio del mercado.

6. Consistencia macroeconómica

a. Condición de equilibrio

En equilibrio los beneficios del banco y de la firma son nulos por los supuestos de rendimientos de escala constantes, competencia perfecta y minimización de costos. Así, al denotar el beneficio de las firmas como: $\Pi^f = Y_t - W_t L_{ft} - r_t^c Z_t^d$ y el beneficio de los bancos como: $\Pi^b = r_t^c Z_t^o - W_t L_{bt} - r_t^d d_t^d$, se puede escribir el equilibrio macroeconómico de la siguiente forma:

$$(27) \quad \Pi^f + \Pi^b = Y_t - W_t L_{ft} - r_t^c Z_t^d + r_t^c Z_t^o - W_t L_{bt} - r_t^d d_t^d = 0$$

Además sabemos que en equilibrio:

$$W_t = W_t L_{ft} + W_t L_{bt}, L_{ft} + L_{bt} = 1^{18};$$

$$Z_t^d = Z_t^o$$

$$d_t^d = d_t^o = d_t$$

Por tanto, al reemplazar lo anterior en la ecuación (27):

$Y_t - (W_t + r_t^d d_t) = 0$, y si se considera la restricción de las familias (ecuación (2)) tenemos que:

$$Y_t - (C_t + d_{t+1} - d_t) = 0$$

$$(28) \quad \Rightarrow Y_t - C_t = d_{t+1} - d_t = Y^T = 0$$

Dado que Y_t es el ingreso observado y C_t es igual al ingreso permanente, entonces el ahorro es igual al ingreso transitorio, representado por un error cuyo valor en equilibrio es nulo¹⁹.

¹⁸ Lo que implica que el salario es flexible para ajustar la oferta y la demanda de trabajo.

¹⁹ Nótese que en el nivel agregado: $Y_t = I_t$; $Y_t^p = I_t^p$; $Y_t^T = I_t^T$

b. *La restricción patrimonial*

$$V_t^h = d_t^s$$

$$V_t^f = -Z_t^d$$

$$V_t^b = Z_t^o - d_t^d$$

Donde: V_t es la riqueza material en t para cada agente (hogares: h , firmas: f , y bancos: b , respectivamente).

$$\sum_{j=h,f,b} V_t^j = d_t^o - Z_t^d + Z_t^o - d_t^d$$

Además:

$$V_{t+1}^h - V_t^h = d_{t+1}^o - d_t^o$$

$$V_{t+1}^f - V_t^f = -Z_{t+1}^d - (Z_t^d)$$

$$V_{t+1}^b - V_t^b = -Z_{t+1}^o - Z_t^o - (d_{t+1}^d - d_t^d)$$

$$\sum_{j=h,f,b} (V_{t+1}^j - V_t^j) = (d_{t+1}^o - d_t^o) + (Z_{t+1}^o - Z_t^o) + (Z_t^d - Z_{t+1}^d) + (d_t^d - d_{t+1}^d)$$

De esta manera, si los mercados de depósitos y crédito están en equilibrio, la riqueza material de la sociedad es nula (así como también sus variaciones esperadas). Por tanto, el ahorro nacional esperado es cero.

B. *ECUACIÓN A ESTIMAR*

La ecuación de equilibrio en el mercado de depósitos es:

$$(23) \quad \log d_t^d = [\mathbf{g} \log ((1 - \mathbf{g})\mathbf{a}) / \mathbf{g}] + (\mathbf{g}(1 - \mathbf{a}) / \mathbf{a}) \log (1 - \mathbf{a}) \\ - (1 - \mathbf{g}) \log (1 - K)] + \log Z_t^o - \mathbf{g} \log (r_t^d) \\ - (\mathbf{g}(1 - \mathbf{a}) / \mathbf{a}) \log r_t^c + \mathbf{g} \log (A_{ft} / A_{bt})$$

La ecuación de equilibrio en el mercado de crédito es:

$$(25) \quad \log Z_t = \log(1 - \mathbf{a}) - \log r_t^c + \log Y_t$$

Si se reemplaza la relación entre las tasas de interés (ecuación (26)) en la ecuación (23), podemos obtener la siguiente ecuación:

$$(29) \quad \log d_t = [(\mathbf{g}(1 - \mathbf{a})) / (\mathbf{a}(1 - \mathbf{g})) \log(1 - \mathbf{a}) + (\mathbf{g}/(1 - \mathbf{g})) \log(\mathbf{a}/\mathbf{g}) \\ - \log(1 - K)] + \log Z_t - (\mathbf{g}/(\mathbf{a}(1 - \mathbf{g})) \log r_t^c + \mathbf{g}(1 - \mathbf{g}) \log(A_{ft}/A_{bt})$$

Supondremos la siguiente ley de evolución de largo plazo para A_{ft} : $A_{ft} = A_{ft-1} e^{u+y_f}$; siendo u la tasa de aumento permanente de A_{ft} y y_f un término de error del tipo ruido blanco. Lo anterior podemos escribirlo así: $\log A_{ft} = \log A_{ft-1} + u + y_f$. Además, supondremos: $A_{bt} = A_{bt-1} e^{v+y_b}$; donde v es la tasa de aumento permanente de A_{bt} y y_b un término de error de tipo ruido blanco²⁰; este supuesto permite establecer que: $\log A_{bt} = \log A_{bt-1} + v + y_b$. Así nuestra única ecuación a estimar será:

$$(29') \quad \log d_t = [(\mathbf{g}(1 - \mathbf{a})) / (\mathbf{a}(1 - \mathbf{g})) \log(1 - \mathbf{a}) + (\mathbf{g}/(1 - \mathbf{g})) \log(\mathbf{a}/\mathbf{g}) \\ - \log(1 - K)] + \log Z_t - (\mathbf{g}/(\mathbf{a}(1 - \mathbf{g})) \log r_t^c + \mathbf{g}(1 - \mathbf{g}) \log(A_{ft-1}/A_{bt-1}) \\ + (\mathbf{g}/(1 - \mathbf{g})) [\log(u + y_f) - \log(v + y_b)]$$

C. ANÁLISIS GRÁFICO DEL MODELO Y UN EJERCICIO DE ESTÁTICA COMPARATIVA

Como se sabe, el modelo que utilizamos implica que una variación de la tasa de interés tiene tres efectos sobre el consumo: un efecto sustitución (intertemporal), un efecto ingreso (los intereses son un ingreso) y un efecto riqueza (por cambios en el valor presente de la corriente de ingresos futuros). Los efectos

²⁰ Una alternativa sería suponer que el cambio técnico es similar en ambos sectores, pero algunos analistas del caso colombiano (Arias, 2001, por ejemplo) han considerado que hay choques de productividad específicos a la banca.

sustitución y riqueza se refuerzan entre sí en tanto que el efecto ingreso opera en sentido contrario; si, por ejemplo, aumenta la tasa de interés, los efectos sustitución y riqueza predicen una reducción del consumo presente y, por tanto, un aumento del ahorro, en tanto que el efecto ingreso predice el aumento del consumo, es decir, la reducción del ahorro²¹. La conjetura convencional es suponer que ante aumentos de la tasa de interés el ahorro aumenta y viceversa.

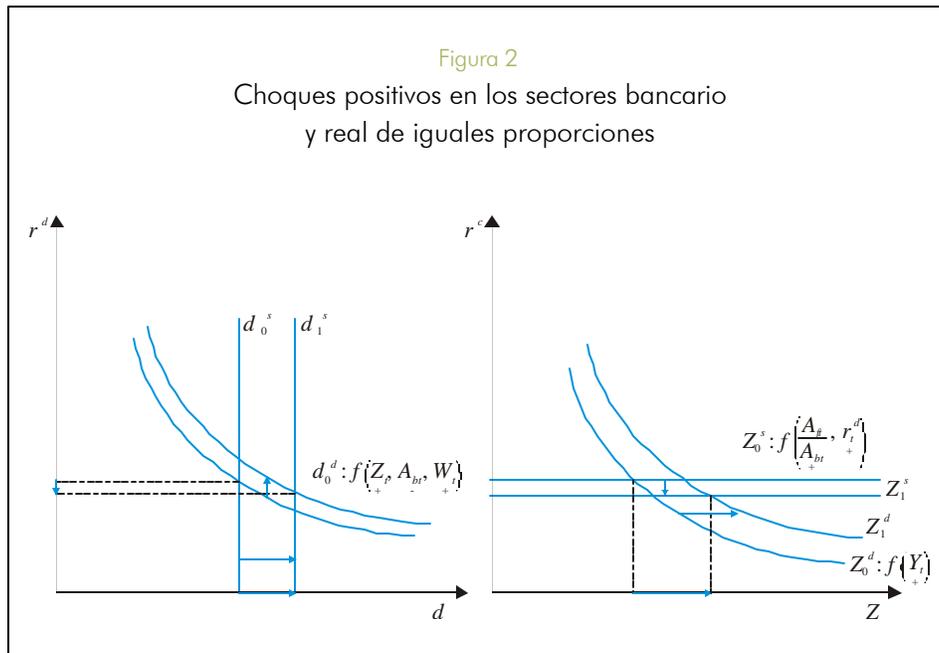
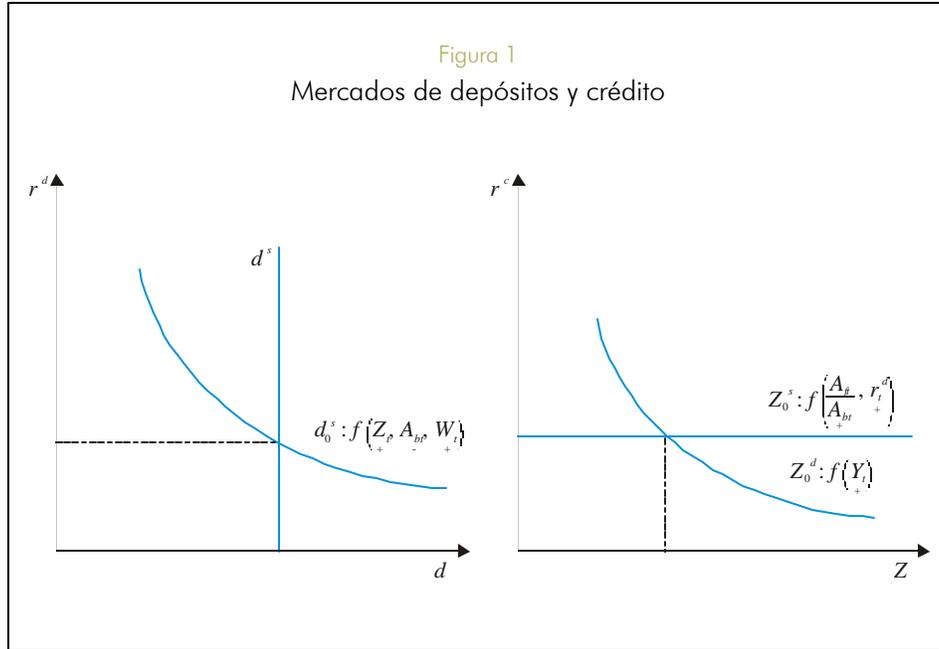
Ahora bien, si suponemos, entonces, que la elasticidad del ahorro a la tasa de interés es positiva pero no muy grande, por ejemplo, una tasa en el rango 0,2–0,9, y si recordamos que los depósitos son un acervo que resulta de la acumulación de los ahorros a través del tiempo (que son flujos positivos o negativos), resultaría que la elasticidad de la oferta de depósitos a la tasa de interés (de captación) es positiva pero muy pequeña, prácticamente despreciable. Así, si el acervo de depósitos equivale a 20 veces el ahorro que se registra en un período dado, la elasticidad de los depósitos al ahorro estaría en el rango 0,01–0,05.

En vista de lo anterior suponemos, por sencillez, que en el mercado de depósitos la oferta no depende de la tasa de interés de captación. En cambio, la demanda de depósitos sí es sensible a la tasa de interés, tal como lo muestra la ecuación 17.

El mercado de crédito, de acuerdo con las ecuaciones (24) y (26), puede representarse como un mercado en el cual la demanda de crédito depende inversamente de la tasa de interés de colocación o activa, en tanto que la curva de oferta es infinitamente elástica a los volúmenes de crédito; la tasa de interés activa sólo se relaciona con un conjunto de parámetros y con la tasa de interés pasiva. La Figura 1 ilustra una situación de equilibrio estable en los mercados de depósitos y crédito.

En la Figura 2 se ilustra uno de los casos posibles del modelo: el resultado de un choque positivo general de productividad; ambos sectores aumentan su eficiencia laboral en proporción similar. Como resultado, las curvas de demanda se desplazan al nororienté, la curva de oferta de depósitos se desplaza a la derecha, aumentan los depósitos y el crédito, y caen las tasas de interés.

²¹ Obstfeld y Rogoff (1996, p. 30).



IV. ESTIMACIÓN

Los resultados del ejercicio econométrico se presentan en esta sección. El ejercicio partió de estimar la ecuación (29') como la relación de equilibrio de la economía hipotética. La estimación presenta dos fases: la primera fue la correspondiente a un *vector de corrección de error* (VEC)²²; la segunda consistió en someter a prueba un conjunto de restricciones estructurales empleando el método de *tendencias comunes* (*common trends*) para identificar los impactos de corto y largo plazos de las variables.

A. DATOS

Las series utilizadas son de frecuencia mensual desde 1990:01 hasta 2004:04²³. Como medida de depósitos (D_t) se utilizó la diferencia entre los agregados monetarios M3 y M1, que es el componente menos líquido de M3²⁴. Para medir el crédito (Z_t) utilizamos los datos de la cartera total neta del sistema financiero (debido a que esta serie nos permitió trabajar con más observaciones), y para la tasa de interés activa real (r_t^c) utilizamos la definición y cálculo del Banco de la República que incluye las tasas de créditos de consumo, ordinario, preferencial y de tesorería²⁵ (esta fue la única tasa de interés que pasó las pruebas de raíz unitaria con la potencia suficiente para la realización del VEC). Adicionalmente, las series de crédito, depósitos y tasa de interés fueron deflactadas con el IPP y, como lo indica el modelo teórico, se utilizaron variables en logaritmos; para la tasa de interés se tomó el logaritmo de uno más la tasa de interés real activa (Gráfico 4).

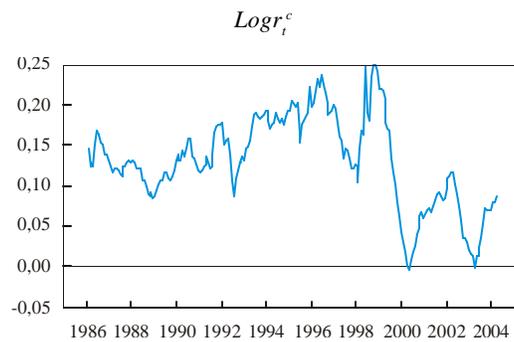
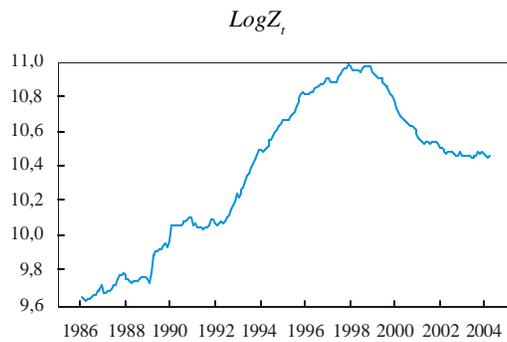
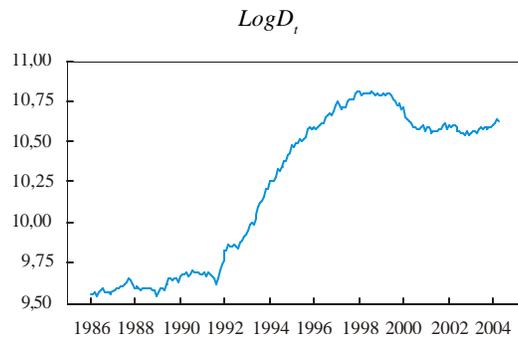
²² Método de estimación conjunta de relaciones de equilibrio (largo plazo) y de la dinámica de corto plazo asociada a errores transitorios o de desequilibrio.

²³ Inicialmente intentamos trabajar con datos desde 1986; posteriormente, utilizamos sólo los datos desde 1990 porque los residuales del VEC presentaron problemas de autocorrelación y no normalidad que no pudimos corregir.

²⁴ Los agregados monetarios están definidos de la siguiente manera: M1 = efectivo + depósitos en cuenta corriente; M2 = M1 + cuasidineros (depósitos de ahorro + CDT) y M3 = M2 + depósitos a la vista, fiduciarios, bonos, cédulas y Repos, principalmente. Por tanto, M3-M1 es (aproximadamente) igual a la suma de cuasidineros, depósitos a la vista, fiduciarios, bonos, cédulas y Repos.

²⁵ Esta tasa de interés fue empalmada con la tasa de interés activa que calculó el Banco de la República mensualmente desde 1986 hasta 2001, dado que el cálculo de la anterior sólo está disponible desde 1999. La definición de tasa de interés real utilizada fue $r_t^c = [(1 + i_t) / (1 + p_t)] - 1$ donde i_t y p_t son las tasas de interés nominal e inflación (del IPP), respectivamente.

Gráfico 4
Series en logaritmos



Fuente: Banco de la República, cálculos de los autores.

B. ESTIMACIÓN VEC

Luego de verificar que nuestras variables son $I(1)$ ²⁶ pasamos a la estimación del VEC que representa tanto una relación de largo plazo como un mecanismo de corrección de error de corto plazo entre nuestras variables:

$$(30) \quad \Delta x_t = \Pi x_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta x_{t-1} + \mathbf{j} D_t + e_t; \quad x_t = \begin{bmatrix} Z_t \\ D_t \\ r_t^c \\ 1 \end{bmatrix},$$

$$\mathbf{b}' = [-1 \quad 1 \quad \mathbf{b}_{13} \quad \mathbf{b}_{14}]$$

Donde $\Pi = \mathbf{a}\mathbf{b}'$, \mathbf{a} la matriz de velocidades de ajuste, \mathbf{b} la matriz de los vectores de cointegración, Γ_i la matriz de los coeficientes del modelo VAR anidado, \mathbf{m} un vector que agrupa las constantes para cada una de las ecuaciones y \mathbf{j} una matriz que agrupa los coeficientes de las *dummies* (D_t) presentes en el modelo. Se espera que los errores sean *i.i.d.* (normales multivariados con media cero y matriz de varianzas-covarianzas \mathbf{W}). Según el modelo teórico, se espera que $\mathbf{b}_{13} > 0$ (recuérdese que $\mathbf{b}_{13} = \mathbf{g}' \mathbf{a} (1 - \mathbf{g})$ y $\mathbf{b}_{14} \neq 0$ (este parámetro es la constante del vector de cointegración) (Cuadro 1).

Cuadro 1
Test de la traza

	$H_0 = r$ (número de relaciones de cointegración)	Valor crítico 10%
40,68	0	31,88
17,27	1	17,79
4,83	2	7,5

Nota: Este test se realizó aceptando la constante dentro del vector de cointegración.
Fuente: Cálculos de los autores.

²⁶ Las pruebas de raíz unitaria se presentan en el Anexo 1.

El número de rezagos seleccionado fue 7, pues garantiza errores normales y no correlacionados. Se introdujeron *dummies* estacionales y algunas de intervención para los siguientes períodos: 1998:03, 1998:06, 1998:07; estos períodos parecen especiales desde el punto de vista del comportamiento de la tasa de interés activa²⁷. Bajo tal especificación se chequea el número de vectores de cointegración.

La estimación de nuestra relación de cointegración sugiere la siguiente restricción para los parámetros de \mathbf{b} , $H_0 : \mathbf{b}_{11} = -\mathbf{b}_{12} = 1$; imponiendo esta restricción obtenemos el vector de cointegración sugerido por el modelo teórico. Como se puede observar en el Cuadro 2, podemos aceptar estas restricciones a un nivel de significancia del 5%.

De esta estimación es importante resaltar que los signos de los coeficientes son los esperados y adicionalmente que la constante cumple con nuestros supuestos teóricos. Por ejemplo, si suponemos que $\mathbf{a} = 0,6$ (la participación del trabajo en la producción del bien del sector real) \mathbf{g} toma el valor de 0.775 (la participación del trabajo en la producción del bien del sector financiero; recuérdese que $\mathbf{b}_{13} = 5.768 = -\mathbf{g} / (\mathbf{a} (1 - \mathbf{g}))$); ambos parámetros se encuentran entre 0 y 1 como lo exigen nuestros supuestos teóricos. Adicionalmente se realizaron las pruebas sobre los residuales del modelo VEC que permitieron no rechazar las hipótesis de

Cuadro 2
Estimación vector de cointegración

	Estimación (*)	Valor-p ($c^2(1)$)
$H_0 : \mathbf{b}_{11} = -\mathbf{b}_{12}$	$[-1 \quad 1 \quad 5,786 \quad -0,714]$ $(1,183) \quad (0,162)$ $D_t = 0,714 + Z_t - 5,768r_t^c$	0,05

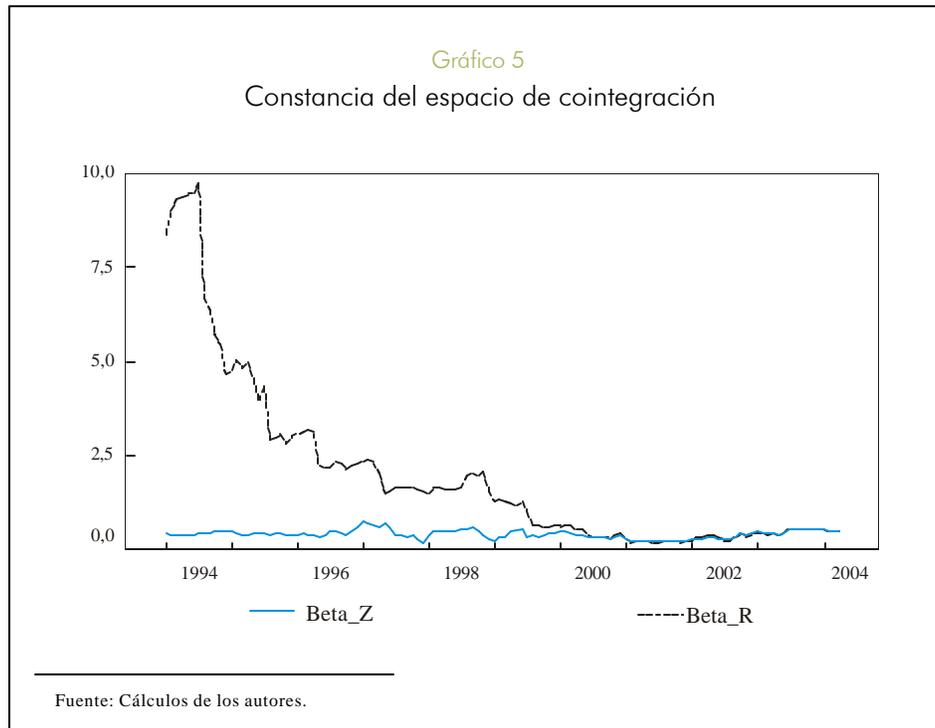
(*) Errores estándar entre paréntesis.
Fuente: Cálculos de los autores.

²⁷ En realidad, fueron períodos en los cuales se presentaron ataques a la banda cambiaria que, en consecuencia, presionaron la tasa al alza.

normalidad y no autocorrelación, y pruebas sobre exclusión, estacionareidad y exogeneidad débil (Anexo 1)²⁸.

C. ANÁLISIS DE ESTABILIDAD DE PARÁMETROS

Una parte interesante del análisis de cointegración es poder verificar la estabilidad de los parámetros estimados teniendo en cuenta las restricciones impuestas por el modelo teórico. Para ello se realizaron algunas pruebas de estabilidad sugeridas por Hansen y Johansen (1999). El Gráfico 5 presenta la



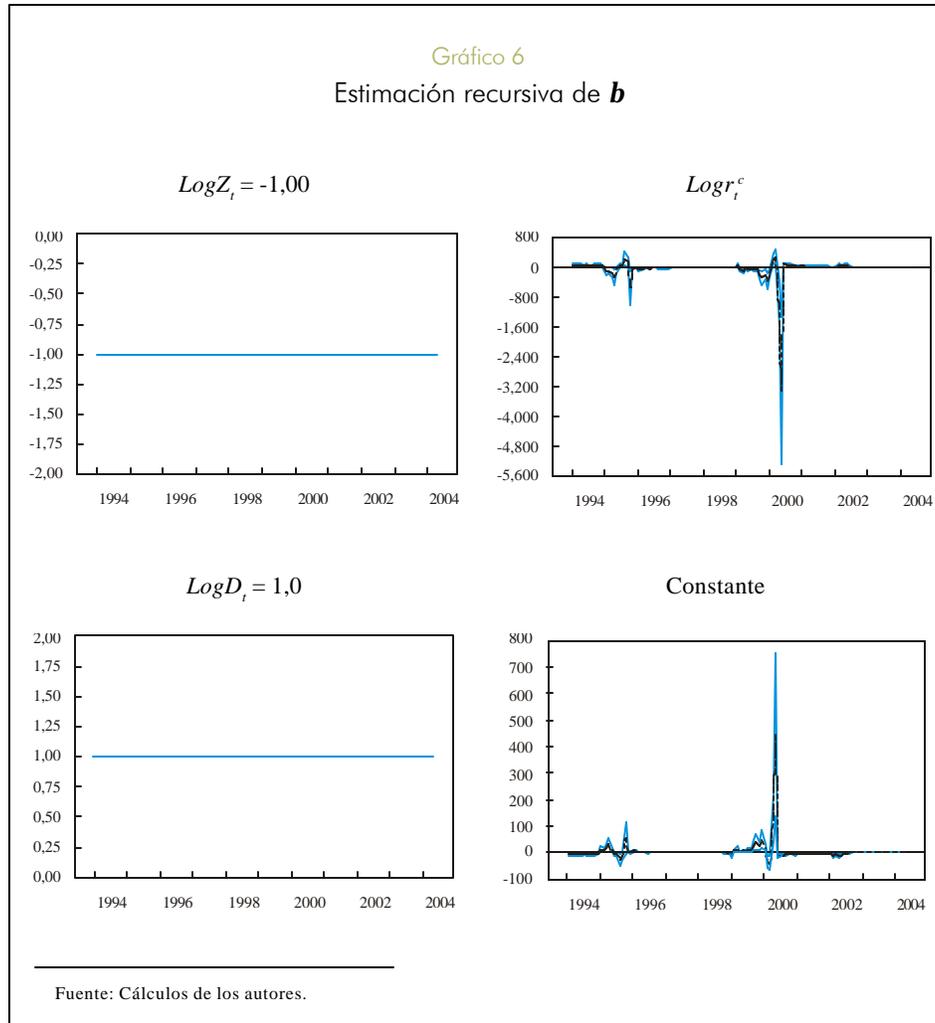
²⁸ La hipótesis de exogeneidad débil con respecto al crédito y a los depósitos no se pudo rechazar estadísticamente. Esto y la existencia de una única ecuación de cointegración permitirían afirmar que en el largo plazo sólo una de las variables sería determinada por esta ecuación. De otra parte, el vínculo establecido entre el modelo teórico y este ejercicio queda debilitado por los hallazgos de las pruebas de exogeneidad débil (pues las tres variables son endógenas según el modelo

prueba de estabilidad de todos los parámetros en conjunto. Esta prueba se realiza mediante una estimación recursiva del VEC que incluye las restricciones sobre los parámetros del vector de cointegración y el rango; la hipótesis nula es la constancia del vector de cointegración con restricciones sobre toda la muestra. Para la prueba de la hipótesis se emplearon dos modelos alternativos conocidos en la literatura como modelo *Z* y modelo *R*. El modelo *Z* estima la totalidad de los parámetros del VEC en cada una de las estimaciones, mientras que el modelo *R* fija los parámetros de corto plazo en sus valores de muestra completa (los parámetros de corto plazo asociados a la parte VAR) y sólo reestima los componentes de largo plazo $\Pi = \mathbf{ab}'$, y disminuye así la varianza de estos.

La hipótesis nula es rechazada para valores superiores a uno; como se puede observar, ambos modelos entregan evidencias contrarias, dado que el estadístico *Z* presenta mayor variabilidad en los primeros períodos por las diferencias entre las especificaciones de corto plazo de las submuestras con respecto a la estimación para la muestra completa. Sin embargo, este estadístico converge a los valores encontrados para el modelo *R*, pues a medida que la submuestra se amplía la estimación de corto plazo se acerca a su valor de muestra completa. Así, en vista de que este análisis se concentra en el largo plazo, el estadístico más adecuado corresponde al del modelo *R*; y con este estadístico no podemos rechazar la hipótesis nula de constancia del vector de cointegración con rango uno y las restricciones sobre los parámetros.

Adicionalmente, la prueba anterior nos permite separar las estimaciones recursivas de cada uno de los parámetros en las matrices \mathbf{a} y \mathbf{b} obtenidas para dicha prueba bajo el modelo *R*. El Gráfico 6 reporta las estimaciones encontradas para los valores de \mathbf{b} (la matriz de los coeficientes de cointegración) teniendo en cuenta las restricciones. Como se puede observar, la estimación de dichos parámetros es estable excepto a finales de 1998, período en el cual se presenta la caída en el crédito, los depósitos y la tasa de interés. Sin embargo, este cambio mostró su carácter transitorio dado que los coeficientes asociados a la tasa de interés y la constante retornan rápidamente a su nivel inicial.

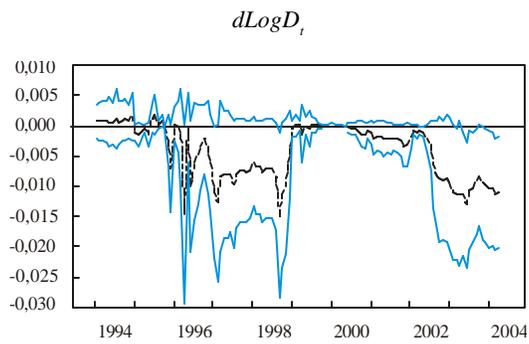
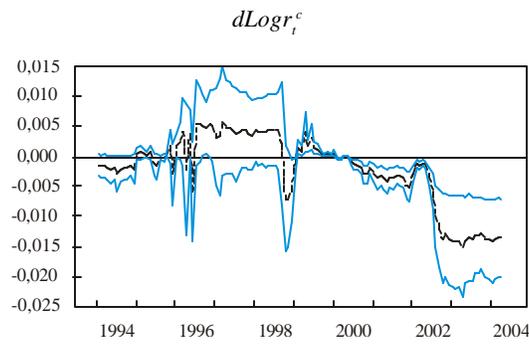
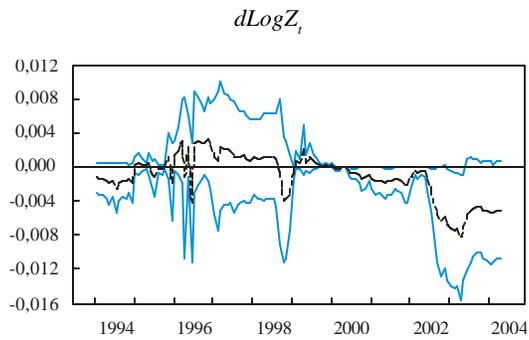
teórico); por esto se complementa el ejercicio con un análisis de las propiedades (esencialmente la estabilidad) del espacio de cointegración y la aceptabilidad estadística de neutralidades de largo plazo sugeridas por el modelo teórico en una estimación estructural posterior.



El Gráfico 7 presenta las estimaciones recursivas de las velocidades de ajuste \mathbf{a} ; éste muestra algunos cambios durante el mismo período de 1998. Para el crédito y la tasa de interés el cambio no parece significativo, mientras que las velocidades correspondientes a los depósitos sí presentaron un cambio significativo pero transitorio para dicho período. Sin embargo, para el período final de la muestra, 2003-2004, parece existir un cambio significativo fundamentalmente en la velocidad de ajuste de la tasa de interés activa, y un cambio (no tan significativo) para las velocidades asociadas a los depósitos y el crédito.

Gráfico 7

Estimación recursiva de **a**



Fuente: Cálculos de los autores.

En resumen, podemos aceptar que los coeficientes estimados de nuestro vector de cointegración, teniendo en cuenta las restricciones, son estables para toda la muestra, y que los cambios detectados a finales del 1998 parecen ser resultados transitorios que no desviaron nuestras variables de su relación de largo plazo. Sin embargo, es importante resaltar que para el período final de la muestra parece existir un cambio importante en la mecánica de corto plazo.

Para profundizar más en el tema del cambio de la dinámica de corto plazo y sus posibles impactos sobre la identificación de nuestra relación de equilibrio, realizamos un ejercicio que permite comparar las estimaciones de nuestro VEC para varios subperíodos. Teniendo en cuenta que estos deben ser prolongados para que la comparación pueda tener sentido y que el período de interés es el final de nuestra muestra 2001-2003, realizamos la estimación para los siguientes subperíodos: 1990:01-2001:12, 1990:01-2002:12, 1990:01-2003:12. La estimación para cada uno de los VEC²⁹ cumple con todas las condiciones de normalidad y no autocorrelación de los errores (Anexo 1).

El Cuadro 3 presenta la estimación del vector de cointegración para cada subperíodo teniendo en cuenta las restricciones para los \mathbf{b} : $H_0 : \mathbf{b}_{11} = -\mathbf{b}_{12} = 1$. Como se puede observar, del análisis para el período 1990:01-2001:12 resulta que se puede aceptar la restricción sobre los parámetros en el vector de cointegración con una *significancia* de 35%; sin embargo, al ampliar la muestra uno y dos años hacia adelante la *significancia* a la que se pueden aceptar dichas restricciones cae a valores de 7% y 4%, respectivamente.

Una explicación para estos resultados puede ser la tendencia que se ha observado desde 2002 en la razón crédito/depósitos; en efecto, mientras en la primera parte de la muestra el crédito fue mayor que los depósitos, para el período final esta relación se invirtió, lo que podría restar *significancia* a la relación uno a uno entre las variables. Esto podría indicar que el choque transitorio que se presentó durante 1998 llevó a los intermediarios financieros a tomar medidas para evitar los efectos negativos de este tipo de choques, dando cabida a la existencia de posibles racionamientos de

²⁹ Se utilizaron siete rezagos en la parte VAR, *dummies* estacionales y las de intervención utilizadas en la muestra completa (1998:03, 1998:06, 1998:07) dado que estas garantizaron para los tres periodos errores normales y no autocorrelacionados. Adicionalmente se realizaron las pruebas de rango (con constante dentro del espacio de cointegración) y se aceptó sólo una relación de cointegración para los tres casos.

Cuadro 3
Estimación para subperíodos

Submuestra	Estimación vector de cointegración (*)	Valor-p ($c^2(1)$)
1990:01-2001:12	[-1 1 16,636 -2,485] (4,181) (0,617)	0,35
1990:01-2002:12	[-1 1 5,896 -0,703] (1,538) (0,220)	0,07
1990:01-2003:12	[-1 1 5,902 -0,717] (1,239) (0,172)	0,04

(*) Errores estándar entre paréntesis.
Fuente: Cálculos de los autores.

crédito (*credit crunch*) para el período 2002-2003 (pero también podría interpretarse como el resultado de la caída transitoria de la demanda de crédito).

D. TENDENCIAS COMUNES³⁰

En esta sección se emplea la metodología de tendencias estocásticas comunes (*common trends*) para obtener estimadores de los parámetros estructurales asociados al modelo que hemos examinado. La metodología de tendencias comunes sigue a Vlaar (2003). Se presenta en el Anexo 2 una breve discusión del método econométrico que resultará sencilla para quienes están familiarizados con la estimación de modelos VAR estructurales.

Las restricciones contemporáneas se refieren a las neutralidades que los errores de la forma reducida (vector e_t) pueden tener con respecto a sus contrapartes estructurales en un momento (vector e_t)³¹, dadas las relaciones que la matriz B_0 asigna entre estos.

³⁰ Esta sección utiliza de manera extensa las partes correspondientes al tema del documento de Escobar y Posada (2004). Para una descripción completa de esta metodología, el lector puede remitirse a Misas *et al.* (2004).

$$(31) \quad \begin{bmatrix} e_t^z \\ e_t^T \\ e_t^D \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \bar{B}_{011} & B_{012} & B_{013} \\ B_{021} & B_{022} & B_{023} \\ B_{031} & B_{032} & B_{033} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} e_t^z \\ e_t^T \\ e_t^D \end{bmatrix}$$

En nuestro modelo teórico e_t^D se asocia al choque de oferta de depósitos. Adicionalmente:

e_t^z : asociado a choques de crédito; supondremos que sólo tiene efectos contemporáneos sobre los errores del crédito y tasa de interés. Entonces $b(0)_{31} = 0$.

e_t^T : asociado a choques de tasa de interés activa; supondremos que tiene efectos contemporáneos sobre los errores del crédito, tasa de interés y depósitos.

e_t^D : asociado a choques de depósitos; supondremos que tiene efectos contemporáneos sobre los errores de las tres variables.

Por tanto, (31) puede ser reescrita así:

$$(31') \quad \begin{bmatrix} e_t^z \\ e_t^T \\ e_t^D \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \bar{B}_{011} & B_{012} & B_{013} \\ B_{021} & B_{022} & B_{023} \\ 0 & B_{032} & B_{033} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} e_t^z \\ e_t^T \\ e_t^D \end{bmatrix}$$

Como sabemos, el modelo nos permite señalar la existencia de un vector de cointegración, razón por lo cual la matriz de impactos totales, $B(1)$, debe poseer una columna de ceros con el objeto de excluir el choque carente de efectos permanentes sobre las variables. De modo que las partes permanentes de las variables consideradas pueden describirse así:

$$(32) \quad \begin{bmatrix} Z_t^P \\ T_t^P \\ D_t^P \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} B(1)_{11} & B(1)_{12} & B(1)_{13} \\ B(1)_{21} & B(1)_{22} & B(1)_{23} \\ B(1)_{31} & B(1)_{32} & B(1)_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \sum_{i=1}^{t-1} e_i^z \\ \sum_{i=1}^{t-1} e_i^T \\ \sum_{i=1}^{t-1} e_i^D \end{bmatrix}$$

³¹ Se designan los errores de cada una de las variables involucradas en el VEC por e_t^x y e_t^x siendo X una cualquiera de nuestras variables.

A nuestro juicio, el modelo teórico sugiere las siguientes relaciones y neutralidades de largo plazo:

\mathbf{e}_t^Z : tiene efectos sobre los componentes permanentes de la tasa de interés activa y sobre el mismo crédito (podemos suponer que este error se asocia a choques de productividad en el sector bancario cuyo efecto sobre el ingreso de las familias es de poca *significancia*).

\mathbf{e}_t^T : carece de efectos sobre el componente permanente de ninguna variable (es decir que supondremos que no está asociado a choques de productividad).

\mathbf{e}_t^D : tiene efectos sobre el componente permanente de todas las variables (podemos suponer que está asociado a choques de productividad en el sector real).

De lo anterior podemos deducir que $B(1)_{i2} = 0 \forall i = 1, 2, 3$, y obtener con ello la columna de ceros requerida por la presencia de un solo vector de cointegración. Además, existe una restricción adicional expresada por $B(1)_{31} = 0$. Así que (32) se transforma en:

$$(32) \quad \begin{bmatrix} \bar{Z}_t^P \\ \bar{T}_t^P \\ \bar{D}_t^P \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \bar{B}(1)_{11} & 0 & B(1)_{13} \\ B(1)_{21} & 0 & B(1)_{23} \\ 0 & 0 & B(1)_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \sum_{i=1}^{t-1} \mathbf{e}_i^Z \\ \sum_{i=1}^{t-1} \mathbf{e}_i^T \\ \sum_{i=1}^{t-1} \mathbf{e}_i^D \end{bmatrix}$$

Por tanto $\mathbf{y}_t = [\mathbf{e}_t^Z \ \mathbf{e}_t^D]'$ y $\mathbf{v}_t = [\mathbf{e}_t^T]$.

Llevando las restricciones anteriores a la representación usual de las tendencias comunes, tendríamos:

$$\begin{bmatrix} \bar{Z}_t^P \\ \bar{T}_t^P \\ \bar{D}_t^P \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \bar{B}(1)_{11} & B(1)_{13} \\ B(1)_{21} & B(1)_{23} \\ 0 & B(1)_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \mathbf{t}_t^z \\ \mathbf{t}_t^D \end{bmatrix}$$

$$\text{con } \begin{bmatrix} \mathbf{t}_t^z \\ \mathbf{t}_t^D \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mathbf{t}_{t-1}^z \\ \mathbf{t}_{t-1}^D \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \mathbf{e}_t^z \\ \mathbf{e}_t^D \end{bmatrix}$$

$$\text{Al resolver para } \mathbf{t} \Rightarrow \mathbf{t}_t^z = \sum_{i=1}^{t-1} \mathbf{e}_i^z; \mathbf{t}_t^D = \sum_{i=1}^{t-1} \mathbf{e}_i^D$$

Es decir, los \mathbf{t}_t son las tendencias estocásticas presentes en el modelo o *paseos aleatorios* con respecto a los cuales es posible representar los verdaderos procesos generadores de datos y que, por la solución que puede darse a una ecuación en diferencias estocásticas, no son más que las acumulaciones de los errores estructurales de las variables que poseen efectos permanentes.

Recuérdese que la matriz $C(1)$ no es de rango completo; su rango es igual al número de variables ($n = 3$) menos el número de vectores de cointegración ($r = 1$), así que, en nuestro caso, sólo dos de sus filas son linealmente independientes; la restante es combinación lineal de las primeras y, por ello, de las tres restricciones colocadas en la columna de ceros sólo pueden contarse dos de ellas para determinar la eventual sobreidentificación del sistema. Teniendo en cuenta esto contamos con un total de cuatro restricciones linealmente independientes para cada uno de los modelos, y como se requieren $n(n - 1)/2$, tres en nuestro caso, para tener un modelo exactamente identificado, entonces el modelo está sobreidentificado.

Las restricciones de largo plazo y contemporáneas fueron chequeadas y aceptadas a un 15%, se obtuvieron los siguientes valores para las matrices implicadas (cuadros 4 y 5).

Los valores estimados para la matriz de parámetros contemporáneos son, a nuestro parecer, de difícil lectura desde el modelo teórico; por ello nos abstendremos de realizar comentarios sobre estos. Por otra parte, los parámetros de largo plazo resultan interpretables a la luz del modelo teórico (ecuación (29')). La componente permanente del crédito se explica positivamente por los choques que le son inherentes y por los asociados a los depósitos. Lo primero resulta perfectamente intuitivo al tratarse de los choques puros sobre tal variable, y lo segundo es consistente con la relación positiva entre estas variables. En cuanto a los efectos de las tendencias de crédito y depósitos sobre la tasa de interés, estos replican la relación de equilibrio propuesta por el modelo teórico. Los depósitos, como se esperaba, dependen positivamente de la acumulación de los choques puros que sobre estos se causen.

Dado este conjunto de restricciones estructurales aceptado estadísticamente para ambos modelos, se obtienen los ejercicios de impulso-respuesta (gráficos 8, 9 y 10).

Cuadro 4

Parámetros estructurales contemporáneos

	e_t^z	e_t^r	e_t^p
e_t^z	0,00915	0,00441	0,00545
e_t^r	0,00993	0,01188	-0,00296
e_t^p	0,00000	0,00961	0,01136

Cuadro 5

Parámetros estructurales de largo plazo

	t_t^z	t_t^p
Z_t^p	0,01967	0,07695
T_t^p	0,00341	-0,00018
D_t^p	0,00000	0,07800

Las respuestas de los depósitos ante choques de crédito o de tasa de interés carecieron de significación estadística.

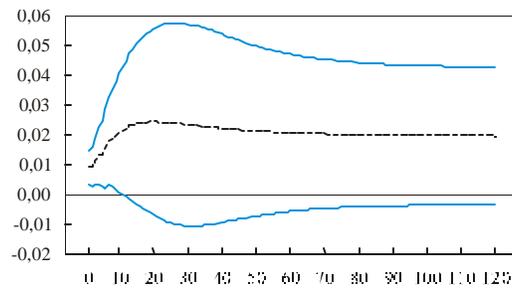
En cuanto a las respuestas de la tasa de interés, la obtenida ante el choque de crédito habría que interpretarla mediante desplazamientos positivos de la demanda de crédito, gracias a un choque positivo de productividad en el sector real, y, simultáneamente, a un desplazamiento hacia arriba de la curva de oferta de crédito por un choque negativo de productividad del sector bancario.

La respuesta del crédito a un choque en los depósitos es estadísticamente idéntica a la cuantía del choque, como ejemplo de la relación uno a uno que poseen estas variables en el largo plazo. La respuesta a la tasa de interés tiene también el signo esperado pero carece de significación estadística.

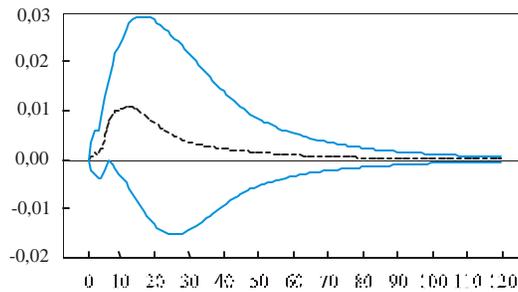
Gráfico 8

Respuestas a un choque en el crédito

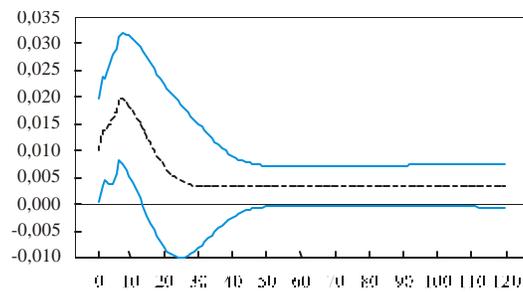
Respuesta del crédito a un choque en el crédito



Respuesta de los depósitos a un choque en el crédito



Respuesta de la tasa a un choque en el crédito

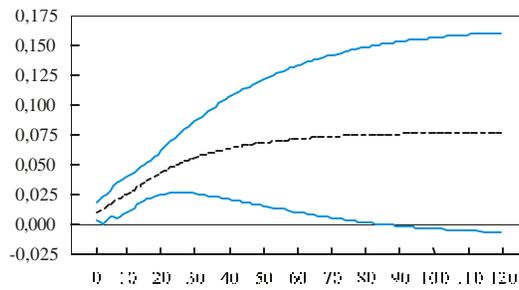


Fuente: Cálculos de los autores.

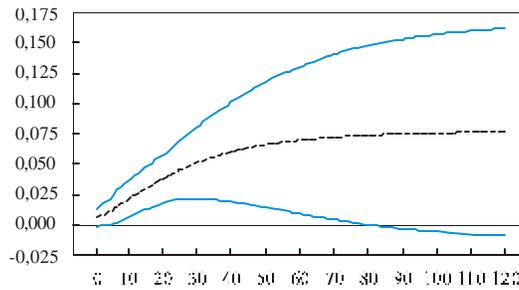
Gráfico 9

Respuestas a un choque en los depósitos

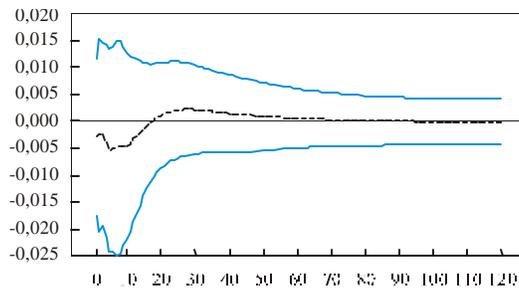
Respuesta de los depósitos a un choque en los depósitos



Respuesta del crédito a un choque en los depósitos



Respuesta de la tasa a un choque en los depósitos

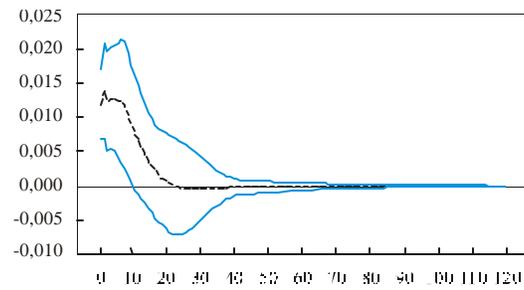


Fuente: Cálculos de los autores.

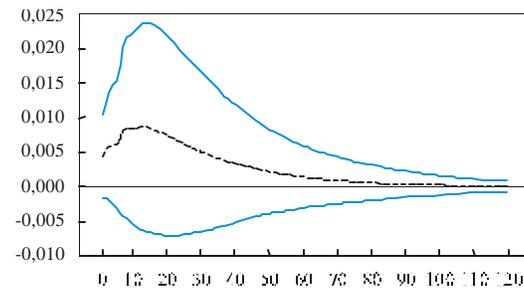
Gráfico 10

Respuestas a un choque en la tasa de interés

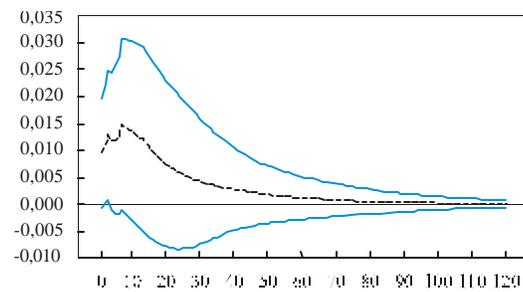
Respuesta de la tasa a un choque en la tasa



Respuesta del crédito a un choque en la tasa



Respuesta de los depósitos a un choque en la tasa



Fuente: Cálculos de los autores.

V. CONCLUSIONES

El ejercicio presentado en las secciones anteriores fue un intento de entender la dinámica del mercado de crédito en Colombia en los últimos 14 años. Se consideraron las relaciones que surgen de un modelo de equilibrio general dinámico (y carente de fricciones o rigideces) en el cual interactúan tres agentes representativos: familias (que consumen, trabajan y son dueñas de las empresas), firmas del sector real (que producen un bien final de consumo gracias al trabajo y al uso del crédito bancario) y bancos (que producen un bien intermedio, crédito, y utilizan, para esto, depósitos realizados por las familias).

Con datos colombianos se sometió a prueba la validez de una relación de equilibrio que surge del modelo teórico, para explicar el comportamiento de las tres variables involucradas en tal relación: depósitos, crédito y tasa activa de interés. El ejercicio consistente en la estimación de un modelo VEC aportó evidencia en favor de una relación de equilibrio entre depósitos, crédito y tasa de interés activa como la predicha por el modelo teórico.

Con base en los resultados empíricos nos inclinamos por la siguiente interpretación de la caída del crédito ocurrida entre fines de los años noventa y fines de 2003: esta no debe considerarse como un cambio estructural; la evidencia más bien sugiere que se puede entender como un proceso iniciado por un fuerte choque negativo con un retorno lento al equilibrio. Aunque la relación de equilibrio entre depósitos, crédito y tasa de interés ha perdido potencia estadística, aún no ha desaparecido; en realidad, la incorporación de los datos de 2004 permite anunciar su recuperación.

Lo anterior sugiere que el choque que llevó a un fuerte retroceso del crédito y lo desvió de su senda de crecimiento, se asimilará paulatinamente y permitirá que el crédito se recupere siguiendo la ruta de los depósitos. Si esta recuperación no ha sido plena aún (junio/2004) probablemente se deba a la mayor rigidez incorporada a las reacciones del sistema a raíz de la crisis, cuyos efectos, a nuestro juicio, se hacen evidentes en los cambios de las velocidades de ajuste del modelo VEC.

REFERENCIAS

- Arias, A. (2001). “Banking Productivity and Economic Fluctuations: Colombia 1998-2001”, en: Borradores de Economía, *Banco de la República*, No. 192.
- _____; Carrasquilla, A.; Galindo, A. (1999). “Credit Crunch: A liquidity channel”, Banco de la República, Mimeo.
- Atta-Mensah J.; Dib, A. (2003). “Bank lending, credit shocks, and the transmission of Canadian monetary policy”, Documento de Trabajo, *Banco del Canadá*, 2003-9.
- Barajas, A.; López, E.; Oliveros, H. (2001). “¿Por qué en Colombia el crédito al sector privado es tan reducido?”, en: Borradores de Economía, *Banco de la República*, No. 185.
- Bernanke, B.; Lown, C. (1991). “The Credit Crunch”, en: *Brookings Papers on Economic Activity*, No. 2.
- _____; Blinder, A. (1988). “Credit, Money and Agregate Demand”, en: *American Economic Review*, Vol. 78, No. 2.
- Blanchard, O. J.; Quah, D. (1989). “The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances”, en: *American Economic Review*, Vol. 79, No. 4.
- Brunner K.; Meltzer A. , (1988). “Money and Credit in the Monetary Transmission Process”, en: *American Economic Review*, Vol. 78, No. 2.
- Caminal, Ramón; Matutes, Carmen (2002). “Can Competition in the Credit Market be Excessive?” en: *CEPR*, Documentos de Discusión, No. 1.725.
- Carrasquilla, A.; Galindo A.; Vásquez, D. (2000). “El gran apretón crediticio en Colombia: una interpretación”, en: *Coyuntura Económica*, Vol. XXX, No. 1.
- Carvajal, A.; Zuleta, H. (1997). “Desarrollo del sistema financiero y crecimiento económico”, en: Borradores de Economía, *Banco de la República*, No. 67.

- Cooley, T.; Prescott, E. (1995). "Economic Growth and Business Cycle", en: *Frontiers of Business Cycle Research* (Th. Cooley, editor), Princeton University Press.
- Echeverry, J. C.; Salazar, N. (1999). "¿Hay un estancamiento en la oferta de crédito?", en: *Archivos de Macroeconomía*, No. 118.
- Edwards, S.; Végh, C. (1997). "Banks and macroeconomic disturbances under predetermined exchange rates", en: *Journal of Monetary Economics*, Vol. 40.
- Elosegui, P. (2003). "Aggregate Risk, Credit Rationing and Capital Accumulation", en: *The Quarterly Review of Economics and Finance*, Vol. 43, No. 4.
- Escobar, J. F.; Posada, C. E. (2004). "Dinero, precios, tasa de interés y actividad económica: un modelo del caso colombiano (1984:I – 2003:IV)", en Borradores de Economía, *Banco de la República*, No. 303.
- Fama, E. (1980). "Banking in the theory of finance", en: *Journal of Monetary Economics*, Vol. 6, No. 1.
- Freixas, X.; Rochet, J. (1999). *Microeconomics of Banking*, The MIT Press.
- Hansen, H.; Johansen, S. (1999). "Some Tests for Parameter Constancy in Cointegrated VAR-Models", en: *Econometrics Journal*, Vol. 2, pp. 306-333.
- Hillier, B. (1997). *The Economics of Asymmetric information*, Macmillan Press.
- King, R.; Plosser, C. (1984). "Money, Credit and Prices in a Real Business Cycle", en: *The American Economic Review*, Vol. 74, No. 3.
- _____; Levine, R. (1993). "Finance Growth: Schumpeter Might Be Right", en: *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. CVIII, agosto.
- Mellander, E.; Vredin, A.; Warne, A. (1992). "Stochastic Trends and Economic Fluctuations in a Small Open Economy", en: *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 7, No. 4.

- Melo, L. F. *et al.* (2001). “Un índice coincidente para la actividad económica de Colombia”, en: *Ensayos sobre Política Económica*, No. 40.
- Misas, M. *et al.* (2004). “La inflación subyacente en Colombia: un enfoque de tendencias estocásticas comunes asociadas a un VEC estructural”, en Borradores de Economía, *Banco de la República*, No. 324.
- Obstfeld, M.; Rogoff, K. (1996). *Foundations of international macroeconomics*, The MIT Press.
- Posada, C. E.; Trujillo, E. (1993). “El encaje óptimo”, en: *Archivos de Macroeconomía*, DNP, No. 11.
- Romer, D. (1996). *Advanced Macroeconomics*, McGraw-Hill.
- Tenjo, F.; López, E. (2002). “Burbuja y estancamiento del crédito en Colombia”, en Borradores de Economía, *Banco de la República*, No. 215.
- _____; García, G. (1995). “Intermediación financiera y crecimiento económico”, en: *Cuadernos de Economía*, Vol. XIX, No. 23.
- Urrutia, M. (1999). “Crédito y reactivación económica”, en: *Revista del Banco de la República*, Vol. LXXII, No. 860.
- _____; Avella, M. (2001). “El crédito del sector financiero: su evolución en el último lustro e interpretaciones”, en: *Revista del Banco de la República*, Vol. LXXXIV, No. 890.
- Vlaar, P. J. G. (2003). “On the asymptotic distribution of impulse response functions with long-run restrictions”, versión facilitada por el autor.
- Villar, L.; Salamanca, D.; Murcia, A. (2005). “Crédito, represión financiera y flujos de capitales en Colombia; 1974-2003”, en: Borradores de Economía, *Banco de la República*, No. 322.
- _____; Salamanca, D. (2005). “Un modelo teórico sobre crédito, represión financiera y flujo de capital”, en: Borradores de Economía, *Banco de la República*, No. 323.

Zuleta, H. (1997). “Una visión general del sistema financiero colombiano”, en:
Borradores de Economía, *Banco de la República*, No. 71.

ANEXO 1

Cuadro A1.1
Pruebas de raíz unitaria

	ADF ($H_0 = \text{Hay}$ raíz unitaria)	Valor crítico 10%	KPSS (*) ($H_0 = \text{No hay}$ raíz unitaria)	Valor crítico 10%
$\log D_t$	-0,2650 (<i>trend</i>)	-3,13	0,4287 (<i>tau</i>)	0,119
$\log Z_t$	-0,3895 (<i>trend</i>)	-3,13	0,4830 (<i>tau</i>)	0,119
$\log r_t^c$	-2,2954	-2,57	0,8649 (<i>mu</i>)	0,347

(*) Para esta prueba se tomaron los valores para ocho rezagos. Adicionalmente se realizaron las pruebas para la diferencia de las series y para descartar la existencia de una segunda raíz unitaria.
Fuente: Cálculos de los autores.

Cuadro A1.2
Pruebas de razón de verosimilitud

Prueba de exclusión					
Rango	const.	$\log Z_t$	$\log D_t$	$\log r_t^c$	$c^2(1)$ a 5%
1	3,22	6,98	7,74	10,05	3,84
Prueba de estacionalidad					
Rango		$\log Z_t$	$\log D_t$	$\log r_t^c$	$c^2(3)$ a 5%
1		12,27	12,34	13,15	7,81
Prueba de exogeneidad débil					
Rango		$\log Z_t$	$\log D_t$	$\log r_t^c$	$c^2(1)$ a 5%
1		0,82	0,53	10,92	3,84

Fuente: Cálculos de los autores.

Cuadro A1.3
Análisis de residuales

	c^2	Valor p
Ljung-box	331.655 (312)	0,21
Test para normalidad	8.904 (6)	0,18

Nota: Los datos en paréntesis indican los grados de libertad.
Fuente: Cálculos de los autores.

Cuadro A1.4
Análisis de residuales (subperíodos)

Subperíodo	Ljung-box	Test para normalidad
1990:01-2001:12	0,12	0,05
1990:01-2002:12	0,30	0,25
1990:01-2003:12	0,41	0,17

Nota: Los datos presentes indican el valor- p de cada test.
Fuente: Cálculos de los autores.

ANEXO 2

LAS TENDENCIAS ESTOCÁSTICAS COMUNES

Al modelo VEC, tal como es descrito en la ecuación (30) (y en el párrafo siguiente), corresponde una forma VMA (*Vector Moving Average*) para sus diferencias, con la correspondiente forma asociada a sus niveles que se desprende del teorema de la representación de Granger:

$$(1) \quad \Delta z_t = C(L) e_t, \text{ con } C(L) = I_n + C_1 L + C_2 L^2 \dots$$

$$(2) \quad z_t = z_0 + C(1) \sum_{j=0}^{t-1} e_{t-j} + C^*(L) e_t$$

Forma para la cual la matriz que captura el largo plazo ($C(1) = C_1$) es conocida y Johansen le asigna una única representación¹, permitiendo así la comparación con un modelo estructural cuyos errores son no correlacionados. Sea $e_t \sim N(0, I_n)$ el vector de los errores de la forma estructural con los cuales puede escribirse una representación VMA para la serie en primeras diferencias y en niveles:

$$(3) \quad \Delta z_t = B(L) e_t, \text{ con } B(L) = B_0 + B_1 L + B_2 L^2 \dots$$

$$(4) \quad z_t = z_0 + B(1) \sum_{j=0}^{t-1} e_{t-j} + B^*(L) e_t; B(1) = B_1$$

Sin embargo, no todos los errores que componen el vector e_t tienen efectos permanentes. Como lo hacen notar Mellander *et al.* (1992), algunos de estos errores pueden ser asociados a las combinaciones estacionarias descritas por los vectores de cointegración que obviamente sólo pueden tener efectos transitorios. En otras palabras, para distinguir los efectos transitorios de los permanentes (lo cual es necesario para conservar el propósito económico) el vector original e_t debe particionarse en dos vectores: el primero, y_t , de dimensión $k = n - r$ (r : número de vectores de cointegración o rango), agrupa los errores con efectos permanentes en la serie y el segundo, v_t , de dimensión r , contiene aquellos con impacto meramente transitorio. Lo anterior implica $n \times r$ restricciones sobre la matriz de largo plazo de la representación estructural $B(1)$. Como se requiere excluir de los impactos permanentes al subvector v_t la matriz de largo plazo adquiere la siguiente forma:

¹ $C(1) = b_{\perp} (a'_{\perp} \Gamma b_{\perp})^{-1} a'_{\perp}$ siendo $\Gamma = I_n - \sum_{i=1}^k \Gamma_i$, $h_{n \times r} = [I_r \ 0]'$, $h_{\perp n \times r} = [0 \ I_{n-r}]'$, $b_{\perp} = (I_n - h(b'h)^{-1}b') h_{\perp}$ y $a_{\perp} = (I_n - h(a'h)^{-1}a') h_{\perp}$.

$$(5) \quad B(1) = \begin{bmatrix} B_t & 0 \\ n \times n-r & n \times r \end{bmatrix}$$

Si empleamos las restricciones propuestas por (5) para reescribir (4) se obtiene:

$$(6a) \quad z_t = z_0 + B_t \sum_{j=0}^{t-1} \mathbf{y}_{t-j} + B^*(L) \mathbf{e}_t$$

Esta ecuación puede ser reescrita suponiendo que \mathbf{y}_t es el vector de errores de un paseo aleatorio sin deriva; esto es: $\mathbf{t}_t = \mathbf{t}_{t-1} + \mathbf{y}_t$ es la representación de las tendencias estocásticas comunes. Resolviendo tal ecuación se obtiene que $\mathbf{t}_t = \mathbf{t}_0 + \sum_{j=0}^{t-1} \mathbf{y}_{t-j}$, por tanto (6.a) puede escribirse como²:

$$(6b) \quad z_t = z_0 + B_t \mathbf{t}_t + B^*(L) \mathbf{e}_t$$

Siendo la combinación de las tendencias estocásticas el componente permanente de las series $z_t^p = B_t \mathbf{t}_t$.

Las equivalencias entre el modelo estructural y el de forma reducida se logran igualando (32) y (34)³

$$C(L) e_t = B(L) \mathbf{e}_t$$

$$(7) \quad \Rightarrow e_t = B_0 \mathbf{e}_t \quad \text{y}$$

$$(8) \quad C(1) B_0 = B(1)$$

Para las cuales (7) representa las equivalencias contemporáneas y (8) las de largo plazo, dada la matriz B(1) como aquella que asigna la caracterización contemporánea o transitoria a los errores estructurales y los pesos de las tendencias estocásticas en el proceso generador de las series. Pero al igual que en el modelo VAR estructural son necesarias restricciones teóricas sobre B_0 y B(1) para conseguir la identificación del modelo y hacer posible su estimación.

² Sin perder generalidad puede asumirse $\mathbf{t}_0 = 0$.

³ Aquí se recurre a una técnica de solución usada desde los desarrollos de Blanchard y Quah (1989), con la cual la igualación de los polinomios de rezagos multiplicados por los errores parte de la igualación de cada uno de los miembros de tal suma.

José Fernando Escobar Restrepo
1980 - 2005

¿No son acaso compañeros el dolor y la vida?
Menandro. Siglos IV y III A. C¹.

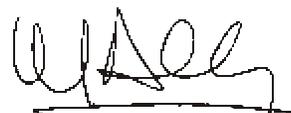
Nos sorprendió una mañana con su figura alta y erguida, en la cual se conjugaban a primera vista la simpatía distante, la timidez avasallante y la parquedad comunicativa. Lo que todos ignorábamos era que estábamos a punto de conocer a uno de los mejores estudiantes de economía en venir al Banco de la República, como asistente de investigaciones. Tampoco sabíamos que con su arribo, nuestra vida diaria en el Banco sería más apacible.

Llegó al Banco con la credencial de haber sido estudiante aventajado de Economía en la Universidad de Antioquia, avalada por el testimonio de sus profesores y compañeros. Compartió sus intereses académicos y su dedicación con varios investigadores del Banco. Los resultados de sus empeños se tradujeron en una variedad de publicaciones durante su breve paso por el Banco, en Bogotá².

Era rígido y exigente consigo mismo. Todavía nos parece verlo por los pasillos del Banco, con su andar raudo que delataba la agitación constante de su espíritu. Tenía la habilidad poco común para dejar de lado las discusiones que se agolpaban en su mente, para ofrecer un saludo amable a sus interlocutores.

Su pasión por el estudio y sus realizaciones académicas le abrieron un espacio público mediante el cual sigue haciendo parte, más allá de su desaparición física, de la comunidad de las personas interesadas en estudiar rigurosamente nuestras condiciones económicas y sociales.

Al verlo como un púgil caído, no podemos más que rememorar el pensamiento heredado del mundo antiguo, según el cual “Los preferidos de los dioses mueren jóvenes”. Desaparecido en la flor de la vida, en la plenitud del vigor intelectual y físico, logró escapar al olvido, que no es más que la muerte definitiva. Ahí están su proeza y su legado.



Mauricio Avella Gómez

¹ Menandro. *Sentencias*. Biblioteca Clásica Gredos, 1999, p. 374.

² Sus publicaciones en el Banco de la República aparecieron en la serie Borradores de Economía, con los siguientes títulos: “Crecimiento económico y concentración original del ingreso: experiencias internacionales desde 1820” (con Carlos Esteban Posada P.), No. 236, marzo de 2003; “Crecimiento económico y gasto público: una interpretación de las experiencias internacionales y del caso colombiano (1982-1999)” (con Carlos Esteban Posada P.), No. 258, agosto de 2003; “Dinero, precios, tasa de interés y actividad económica: un modelo del caso colombiano (1994:I-2003:IV)” (con Carlos Esteban Posada P.), No. 303, agosto de 2004, reeditado en *Monetaria*, revista del Centro de Estudios Monetarios Latinoamericanos, Vol. XXVIII, No. 1, 2005; “El crédito y sus factores determinantes: el caso colombiano (1990-2004)” (con Luz Adriana Flórez y Carlos Esteban Posada P.), No. 311, octubre de 2004; “La inflación subyacente en Colombia: un enfoque de tendencias estocásticas comunes asociadas a un VEC estructural” (con Martha Misas Arango, Enrique López Enciso y Juana Téllez Corredor), No. 324, enero de 2005. La víspera de su fallecimiento terminó su contribución a un artículo acerca de las fuentes de desempleo en Colombia, escrito conjuntamente con Martha Misas Arango y Enrique López Enciso.