



Lecturas de Economía

ISSN: 0120-2596

lecturas@udea.edu.co

Universidad de Antioquia

Colombia

Restrepo, María Isabel; Restrepo, Diana Constanza  
El canal del crédito bancario en Colombia: 1995-2005. Una aproximación mediante modelos de  
umbral  
Lecturas de Economía, núm. 67, 2007, pp. 99-118  
Universidad de Antioquia  
.png, Colombia

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=155216288003>

- Cómo citar el artículo
- Número completo
- Más información del artículo
- Página de la revista en redalyc.org

redalyc.org

Sistema de Información Científica  
Red de Revistas Científicas de América Latina, el Caribe, España y Portugal  
Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso abierto

## **El canal del crédito bancario en Colombia: 1995-2005.**

*Una aproximación mediante modelos de umbral*

María Isabel Restrepo y Diana Constanza Restrepo

–Introducción. –I. Función de reacción del Banco Central. –II. Estimación del canal de crédito bancario. –Conclusiones. –Bibliografía.

*Primera versión recibida en marzo de 2007; versión final aceptada octubre de 2007*

***El canal del crédito bancario en Colombia: 1995-2005. Una aproximación mediante modelos de umbral.***

**Resumen:** *El canal del crédito bancario, que amplifica los efectos del canal tradicional de la política monetaria, hace énfasis en la estructura y las fricciones del mercado financiero como determinantes del gasto agregado. Este artículo analiza y verifica la existencia del canal del crédito bancario en Colombia estimando un modelo propuesto por Michael Gibson en 1997, quien utiliza regresiones de umbral para determinar el impacto de la política monetaria sobre la demanda agregada. Los resultados obtenidos no permiten descartar la existencia de este mecanismo de transmisión en Colombia durante el periodo analizado, aunque éste parece operar solo a través de la política monetaria contraccionista.*

**Palabras clave:** *política monetaria, mecanismos de transmisión, canal de crédito bancario, modelos de umbral. Clasificación JEL: C12, C52, E44, E52, G11.*

**Abstract:** *The Bank Credit Channel, which amplifies the effects of the traditional channel of monetary policy, emphasizes on the structure and frictions of financial markets as determinants of aggregate spending. This paper aims at analyze and verify the existence of the bank credit channel in Colombia estimating a model proposed by Gibson (1997) which uses threshold regressions as a way to determine the impact of monetary policy on aggregate demand. Results do not allow dismissing the existence of this transmission mechanism in Colombia during the analyzed period, although it seems to operate only through contractionary monetary policy.*

**Keywords:** *monetary policy, transmission mechanisms, bank lending channel, threshold regressions. JEL classification: C12, C52, E44, E52, G11.*

**Résumé:** *Le canal du crédit bancaire amplifie les effets du canal traditionnel de la politique monétaire et met l'accent sur la structure et sur les frictions du marché financier, lesquels constituent les éléments qui déterminent de la dépense agrégée. L'objectif de cet article est d'analyser et de vérifier l'existence du canal du crédit bancaire en Colombie en estimant le modèle proposé par Michael Gibson en 1997, lequel utilise des régressions à seuil pour déterminer l'impact de la politique monétaire sur la demande agrégée. Les résultats obtenus ne permettent pas d'écarter l'existence d'un mécanisme de transmission pendant la période analysée, malgré le fait qu'il ne paraisse agir qu'à travers une politique monétaire restrictive.*

**Mots clef:** *politique monétaire, mécanismes de transmission, canal du crédit bancaire, modèles à seuil. Classification JEL: C12, C52, E44, E52, G11.*

## **El canal del crédito bancario en Colombia: 1995-2005.**

### *Una aproximación mediante modelos de umbral*

María Isabel Restrepo y Diana Constanza Restrepo\*

**–Introducción. –I. Función de reacción del Banco Central. –II. Estimación  
del canal de crédito bancario. –Conclusiones. –Bibliografía.**

*Primera versión recibida en marzo de 2007; versión final aceptada octubre de 2007*

### **Introducción**

El crédito como mecanismo de transmisión de la política monetaria fue fuertemente cuestionado hasta los años setenta, debido a que varios estudios realizados arrojaban resultados que al encontrar una correlación fuerte y robusta entre el dinero y las variables reales, favorecían el predominio del canal de la tasa de interés. Por esta razón, la estructura financiera de las empresas y la diferenciación entre los distintos instrumentos de deuda en el mercado, no se consideraban relevantes para la determinación del gasto. No obstante, el hecho de que el efecto de un choque monetario tuviera efectos mayores que los producidos por el canal de la tasa de interés, dio vía al estudio de otros mecanismos de transmisión.

---

\* María Isabel Restrepo Estrada: Investigadora del Grupo de Macroeconomía Aplicada y del Grupo de Estudios Regionales de la Universidad de Antioquia. Dirección electrónica: mirestrepo@economicas.udea.edu.co. Dirección postal: Facultad de Ciencias Económicas, Universidad de Antioquia. Apartado Aéreo 1226. Diana Constanza Restrepo Ochoa: Investigadora del Grupo de Macroeconomía Aplicada de la Universidad de Antioquia en el programa “Jóvenes Investigadores” de Colciencias. Dirección electrónica: dcrestrepo@economicas.udea.edu.co. Dirección postal: Facultad de Ciencias Económicas, Universidad de Antioquia. Apartado Aéreo 1226. Las autoras agradecen los comentarios de los evaluadores y los valiosos aportes de Carlos Esteban Posada, Remberto Rhenals y Juan Pablo Saldarriaga.

Ya para los años ochenta, la economía de la información hizo que el crédito surgiera como un factor decisivo en la determinación del gasto y en la transmisión de la política monetaria, pues se observaba que los mercados de capital distaban de ser perfectos y que los prestatarios no se consideraban indiferentes entre fuentes alternativas de financiación, ya que la información imperfecta implica una serie de costos, tanto para prestatarios como para prestamistas. La selección adversa, el riesgo moral y el monitoreo del uso de los recursos prestados, son algunos de los problemas que se reflejan en el precio de la financiación externa que enfrentan los prestatarios.

Son precisamente estos problemas de información y los costos que implican, los que pueden producir y amplificar los efectos de la transmisión de la política monetaria. En la literatura económica se reconocen dos mecanismos por los cuales puede actuar el crédito: el canal amplio del crédito y el canal del crédito bancario<sup>1</sup>. El primero de ellos surge cuando, además de las tasas de interés, la política monetaria afecta la posición financiera de los prestatarios y por tanto, aumenta la prima de financiación externa, restringiendo las posibilidades de endeudamiento de un número de agentes y generando reducciones en el gasto agregado. El segundo, objeto de estudio de este artículo, realiza dos supuestos fundamentales: (i) la política monetaria puede afectar la oferta de crédito bancario y (ii) existen agentes banco-dependientes, que tienen un alto grado de dificultad para acceder a cualquier otro tipo de financiación diferente al crédito bancario.

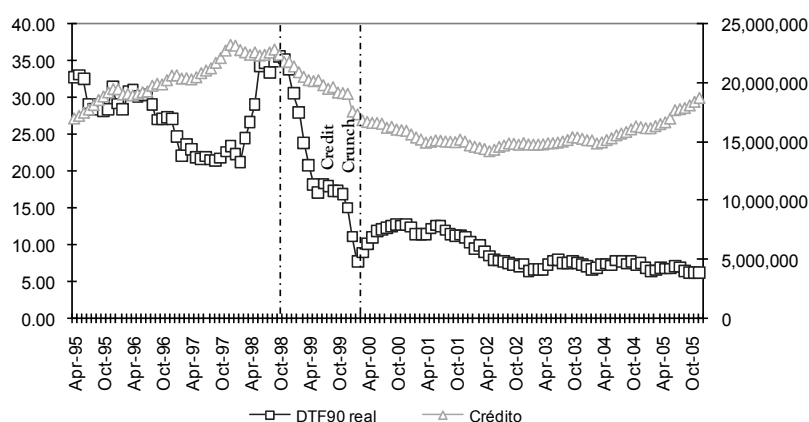
El mecanismo puede describirse de la siguiente forma: ante una política monetaria contraccionista que incremente los requerimientos de reservas bancarias, se presenta una disminución en la oferta de crédito, ya que algunos bancos no tendrán la capacidad de incrementar sus fondos prestables, debido a que se financian básicamente con pasivos sujetos a encaje. Ahora bien, esta reducción excluye automáticamente del mercado a algunos agentes banco-dependientes, restringiendo su gasto y obligándolos a posponer sus decisiones de consumo e inversión. Si, además, las grandes empresas (que representan menos riesgos para los bancos) enfrentan, por ejemplo, dificultades de financiamiento externo, recurrirán a los bancos domésticos y desplazarán agentes banco-dependientes adicionales, reforzando el efecto inicial de la

---

<sup>1</sup> Cabe anotarse, que dichos mecanismos no deben entenderse como canales de transmisión paralelos a los tradicionales, sino como una serie de factores que amplifican y propagan los efectos usuales de los cambios en las tasas de interés; en este sentido, el canal del crédito se debe ver como un mecanismo magnificador (Bernanke *et al.*, 1995).

política monetaria contraccionista. De otro lado, la oferta reducida de créditos llevará a una mayor competencia por dichos productos, lo cual generará un incremento en la tasa de interés, con sus consabidos efectos sobre la actividad económica en general.

En el país, la importancia del crédito como mecanismo de transmisión de la política monetaria se hizo evidente durante la crisis de finales de la década de los noventa. Como señala Urrutia (2004), durante el período de crisis la política monetaria no operó a través del sistema financiero, debido a que la presencia de un *credit crunch*<sup>2</sup> impedía que la reducción de las tasas de interés, impulsada por el Banco de la República, generara un aumento del crédito y propiciara, por tanto, un mayor crecimiento económico. En el gráfico 1 se observa que entre 1998 y 2000, la caída en las tasas de interés coincidió con una reducción en el volumen de crédito y, aunque no se puede definir con certeza si la reducción se dio por el lado de la oferta o la demanda, se puede argumentar de manera intuitiva que ésta se explica por una reducción en la oferta crediticia.



Fuente: Superfinanciera, Banco de la República, cálculos propios.

Gráfico 1. Cartera neta de provisiones (Bancos y CAVs, millones de pesos constantes de 1994) y DTF a 90 días real.

<sup>2</sup> Según Barajas *et al.*, (2001, p.10), un *credit crunch* se puede definir como una “reducción a la disposición a prestar por parte de los bancos que no se refleja en unas tasas de interés elevadas”.

Las razones para considerar lo anterior son varias. De un lado, a finales de los años noventa se dio una reducción importante de los depósitos bancarios (que son la fuente principal de fondos prestables de los bancos), debido a la salida masiva de capitales, generada por la crisis internacional de la época y a la contracción de la actividad económica del país, que redujo considerablemente el ingreso de los hogares. De otro lado, el incremento del riesgo crediticio como consecuencia de la iliquidez generalizada de la economía, y del indicador de calidad de la cartera<sup>3</sup>, especialmente la hipotecaria por el colapso del sistema UPAC, también afectó la oferta de créditos de los bancos y amplió la contracción del sistema financiero.

Todo lo anterior permite inferir que, para las autoridades monetarias de un país es importante reconocer el rol de los bancos en la transmisión de la política monetaria con el fin de predecir los efectos que sus acciones tendrán sobre las distintas variables macroeconómicas. Por ello, el objetivo principal de este artículo es realizar una aproximación al mecanismo de transmisión del crédito bancario y su efecto sobre la economía, mediante la adaptación de un modelo teórico para el caso colombiano entre 1995 y 2005.

La metodología utilizada propuesta por Gibson (1997), requiere que la estimación se realice en dos etapas, con el fin de analizar el efecto de la política monetaria sobre la actividad económica. La primera etapa consiste en estimar la función de reacción del banco central para obtener los choques de política, necesarios para observar la relación de la política monetaria con el nivel medio de préstamos que mantienen los bancos. La segunda etapa consiste en estimar los umbrales para la relación crédito/activos totales de los bancos, definir los choques diferenciales y estimar los modelos base y no lineal, como se verá más adelante. De acuerdo con lo anterior, el artículo está dividido en dos secciones: en la primera, se describe brevemente la metodología utilizada en la función de reacción y se muestran sus resultados; en la segunda sección, se expone el modelo para el canal de crédito bancario y los resultados obtenidos de la estimación.

## **I. Función de reacción del Banco Central**

En este trabajo se sigue la propuesta metodológica de Bernal (2002), introduciendo algunas modificaciones acordes con el objetivo de este trabajo,

---

<sup>3</sup> Este indicador se define como *cartera vencida/cartera bruta*; por tanto, un incremento del indicador implica una disminución de la calidad de la cartera.

para estimar la función de reacción del Banco de la República. La función propuesta es:

$$i_t = (1-\rho)\alpha + (1-\rho)\beta(\pi_t - \pi_t^*) + (1-\rho)\gamma x_t + \rho i_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

Donde  $i_t$  representa la tasa de interés nominal,  $(\pi_t - \pi_t^*)$  es el ciclo de la inflación,  $x_t = y_t - y_t^*$  representa el ciclo del producto,  $0 < \rho < 1$  mide la gradualidad (velocidad) con la que los bancos centrales modifican las tasas de interés y  $\alpha$  es una constante con la cual se puede obtener la tasa de inflación objetivo del banco central (véase Bernal, 2002).

Torres (2002) afirma que los bancos centrales ajustan las tasas de interés gradualmente, de manera que la autoridad monetaria determina la tasa de interés como un promedio ponderado de la tasa de interés óptima y de la tasa de interés observada en el período anterior, más un término de perturbación exógeno a la tasa de interés:

$$\begin{aligned} (i_t - i_t^*) &= \rho(i_{t-1} - i_t^*) + v_t \\ i_t &= (1-\rho)i_t^* + \rho i_{t-1} + v_t \end{aligned} \quad (2)$$

La ecuación (1) es estimada empleando la metodología de variables instrumentales, dado que existen varias razones en contra del uso de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) en este tipo de modelos. De un lado, Bernal (2002), indica que el término de perturbación  $\varepsilon_t$ , depende de los errores de predicción del ciclo del producto y el de la inflación y, además, del choque de la tasa de interés. Esta dependencia hace que las estimaciones por MCO sean inconsistentes. De otro lado, Restrepo (1999) señala que existe la posibilidad de que se presente sesgo de simultaneidad debido a que las variables regresoras están estrechamente relacionadas con la tasa de interés. Ello hace necesario el uso de variables instrumentales para estimar la función de reacción. Sin embargo, ante la presencia de heterocedasticidad, la estimación convencional con variables instrumentales (por ejemplo, *mínimos cuadrados en dos etapas*) no provee errores estándar consistentes, lo cual implicaría que la inferencia estándar y, por tanto, las pruebas para las restricciones de sobreidentificación no serían válidas. De acuerdo con esto, el método más apropiado para estimar la función de reacción es el Método Generalizado de los Momentos (MGM), el cual permite obtener estimadores robustos a la presencia de heterocedasticidad de forma desconocida (Baum *et al.*, 2003).



Las variables que se consideran en este trabajo para estimar la ecuación (1), son la DTF a 90 días<sup>4</sup>, los ciclos de la inflación y del producto obtenidos a partir del *filtro de Hodrick- Prescott*. El período analizado es 1994:4 – 2005:4<sup>5</sup>. Como variables instrumentales se utilizaron cuatro rezagos de: la inflación observada, el ciclo del PIB, la tasa de cambio real y la tasa de interés interbancaria. Las pruebas de raíz unitaria realizadas a las series, sugieren que éstas no son estacionarias, exceptuando los ciclos del producto y de la inflación, por lo que se corrió el modelo con dichas variables en diferencias. Los resultados se presentan en la tabla 1.

Tabla 1. *Estimación de la función de reacción.*

Parámetro	Coeficiente	Error estándar	T- estadístico
$\beta$	1,524041147	0,372169316	4,095020949
$\gamma$	0,000000337	0,000000114	2,956490847
$\rho$	0,4392572	0,07772387	5,651509618
$\alpha$	-0,812073022	0,295276142	-2,750215498
J-Hansen	8,701	P-valor	0,7952
White	30,708	P-valor	0,0147
DW	2,157748	R <sup>2</sup>	0,5186

43 observaciones.

Fuente: cálculos propios.

En primer lugar, se observa que los coeficientes obtenidos son significativos en todos los casos<sup>6</sup> y tienen los signos esperados. El coeficiente

<sup>4</sup> Esta variable se eligió como instrumento de política monetaria considerando que está altamente correlacionada con otras tasas de interés controladas por el Banco de la República, ya que reacciona fácilmente a cambios en estas últimas; de hecho, Huertas *et al.*, (2005) muestran que la respuesta de la DTF y la TIB a cambios en las tasas de intervención del Banco de la República ocurren en la primera semana del cambio. Adicionalmente, varios ejercicios realizados utilizando la tasa de interés de las OMAS no muestran diferencias importantes con respecto a los resultados obtenidos a partir de las estimaciones con la DTF (Restrepo, 1999).

<sup>5</sup> Se toma este período para estimar la función de reacción, con el fin de no perder observaciones en la estimación de la ecuación que refleja la transmisión de la política monetaria hacia el producto.

<sup>6</sup> Para estimar los errores estándar de los coeficientes se utilizó el *Método Delta* (Green, 2002), ya que la ecuación (6) está conformada por combinaciones lineales de los parámetros y fue necesario despejarlos para hallar su verdadero valor.

del ciclo de la inflación  $\beta$ , indica que el Banco de la República reacciona activamente por encima de la inflación de largo plazo ante un aumento de la inflación observada, lo cual concuerda con lo establecido en la Constitución de 1991, en la que se ordena al Banco velar por el mantenimiento de la capacidad adquisitiva de la moneda. Por su parte, el coeficiente de rezago de la tasa de interés  $\rho = 0.43$ , indica un grado de inercia moderado de la política monetaria, lo cual coincide con la idea de que, los bancos centrales son conscientes de que la volatilidad de las tasas de interés trae costos adicionales, al generar, por ejemplo, tensiones en los mercados financieros (Restrepo, 1999). De otro lado, Mohanty y Klau (2003) señalan que, modificar gradualmente las tasas de interés utilizadas como instrumento de política, reduce el riesgo de implementar políticas erróneas que lleven a desajustes de las expectativas que se forman los agentes, con sus consabidos efectos. Finalmente, aunque el hecho de que la tasa de interés no reaccione a cambios en el ciclo del producto parece inesperado, De Gregorio (2007) indica que es posible encontrar este tipo de resultados, debido a que la inflación y el producto se determinan conjuntamente, interacción ya conocida por las autoridades monetarias al momento de fijar su instrumento de política.

Con respecto a las pruebas de diagnóstico del modelo, se presentan los resultados para los estadísticos de Durbin-Watson, White-Koenker y J. de Hansen. El estadístico de Durbin-Watson, con un valor de 2,16, indica que los residuales no están correlacionados entre sí. El de White-Koenker, se emplea usualmente para determinar si las perturbaciones son homocedásticas, en cuyo caso se podría utilizar el método convencional de variables instrumentales; el valor del estadístico es 30.708 y su *p-valor* es 0,0147, con lo cual se rechaza la hipótesis nula de homocedasticidad al 5% de significancia y se ratifica el uso de MGM. Finalmente, el estadístico J. de Hansen se utiliza para determinar la pertinencia del modelo o, más específicamente, para evaluar si se satisfacen las condiciones de ortogonalidad requeridas para el uso de los instrumentos. En este caso, no se puede rechazar la hipótesis nula de que las restricciones de sobreidentificación se satisfacen, pues el *p-valor* asociado al estadístico de prueba es 0,7952.

## II. Estimación del canal de crédito bancario.

### A. El modelo.

Para corroborar la existencia del canal del crédito bancario, se recurrirá a la adaptación y aplicación para Colombia, de un modelo teórico propuesto

por Gibson (1997). Éste parte de la definición de las relaciones entre bancos y clientes suponiendo que resulta más costoso prestarle a un nuevo cliente que a uno existente, debido a la información disponible. De esta forma, se define

$$z(t) = \frac{c(t)\lambda(t)}{A(t)} \quad (3)$$

Siendo  $z(t)$  la razón de *préstamos-activos totales*,  $c(t)$  el número de clientes,  $\lambda(t)$  el monto promedio de préstamos y  $A(t)$  los activos totales. Además, se supone que tanto  $A(t)$  como  $\lambda(t)$  se mueven aleatoriamente, de forma que el banco no las puede controlar. Ello implica que, la única variable de la que puede disponer un banco para modificar la razón  $z(t)$  es el número de clientes. Estos supuestos son introducidos en el modelo para reducir las variables de control del banco representativo con el propósito de simplificar ; y aunque son fuertes, Gibson (1997) señala que la existencia de choques exógenos que llevan a los bancos a modificar el tamaño de sus activos, hace que el supuesto sobre dicha variable no sea inconcebible; y con respecto al supuesto sobre el monto medio de préstamos, éste se podría considerar un poco más realista si se tiene en cuenta que los préstamos están conformados en su mayoría por líneas de crédito que están sujetas a choques aleatorios.

El problema que enfrenta el banco es la maximización de la siguiente función objetivo:

$$\max_{\{c(s)\}_{s=t, \dots, \infty}} E_t \left[ \int_t^{\infty} e^{-\rho(s-t)} f(z(s)) ds - \Gamma \right] \quad (4)$$

sujeto a  $0 \leq z(s) \leq 1$ ,  $\forall s$  y a la ley de movimiento de  $z(t)$ <sup>7</sup>. En la ecuación,  $\rho$  es la tasa de descuento del banco,  $f(z)$  es la función de beneficios obtenidos al colocar una fracción de sus activos en préstamos y  $\Gamma$  es el costo acumulativo de añadir clientes. Ahora, la función de beneficios se define como

$$f(z) = i_L z + i_S (1-z) - \psi(z) \quad (5)$$

$i_L$  e  $i_S$  son las tasas de interés obtenidas de los préstamos bancarios (tasa activa) y las inversiones realizadas por los bancos, respectivamente, y  $\psi(z)$  es una función positiva y creciente que representa el costo esperado de iliquidez. A medida que aumenta  $z$ , los activos del banco se vuelven menos líquidos y

<sup>7</sup> Véase Gibson (1997)

aumenta el costo asociado con el riesgo de iliquidez. Sea  $z^*$  el máximo interior, definido como  $f'(z^*) = 0$ ; en  $z^*$ , el beneficio marginal de realizar un préstamo adicional,  $i_L - i_S$ , es compensado por el costo marginal del riesgo de iliquidez  $\psi'(z)$ , de forma que  $z^*$  es la elección óptima del banco.

El supuesto de que la función de beneficios permanece constante en el tiempo, implica asumir que las diferencias entre las tasas activas, las tasas de bonos y los costos de financiación también permanecen constantes; es decir que, tales diferencias no tienen un papel importante en la composición del portafolio de los bancos. Aunque ello hace el modelo menos realista, Gibson (1997) indica que este supuesto es aceptable por varias razones: en primer lugar, en la vida real los bancos no lidian con los excesos de demanda crediticia modificando las tasas de interés hasta que se vacíe el mercado, sino que controlan el volumen de crédito, por ejemplo, aumentando las restricciones a los posibles prestatarios; en segundo lugar, es preciso recordar que gran parte de los préstamos se realizan bajo contrato, lo cual implica que los bancos tienen menos posibilidades para cambiar la tasa de interés al ritmo del ciclo de los negocios.

Hasta ahora, no se han tratado los efectos de la información asimétrica sobre la conducta del banco. Gibson (1997) incluye estas fricciones en el modelo suponiendo que el banco debe pagar un costo  $\gamma$  solo al añadir un nuevo cliente; dado que el rechazo de éste no implica costo alguno. Sin este costo, el banco mantendría  $z(t) = z^*$  todos los períodos, pero con el costo de ajuste  $\gamma$ , la política óptima del banco es dejar que  $z(t)$  fluctúe libremente entre dos límites  $u$  y  $l$  que el banco elige de manera óptima, y controlar  $z(t)$  permitiendo la entrada o salida de clientes cuando dicha razón se acerque a los límites; es decir:

$$z(t) = \begin{cases} z^* & \text{si } \gamma = 0 \\ l < z(t) < u & \text{si } \gamma \neq 0 \end{cases} \quad (6)$$

En este modelo, el lugar en el que se encuentre  $z(t)$  dentro de la banda, determina la magnitud de los efectos de la política monetaria a través de los préstamos bancarios. Los bancos solo reaccionan ante cambios en la política monetaria si  $z(t)$  se encuentra en alguno de los umbrales; de lo contrario, la transmisión de ésta se dará a través de otros canales. Así, cuando  $z(t)$  toma un valor cercano a su límite superior  $u$ , y el banco central aplica una política monetaria contraccionista, aumenta la demanda por créditos empujando  $z(t)$  hacia  $u$ , ante lo cual, los bancos descartan clientes con el fin de reducir el monto de créditos. Ello golpeará el consumo y la inversión de los agentes

banco-dependientes y, por tanto, la demanda agregada, intensificando el efecto de la política monetaria sobre la economía.

De otro lado, cuando  $z(t)$  se encuentra cerca a  $u$ , una política monetaria expansionista tiende a empujarla al interior de la banda; es así como la transmisión de la política no se da por medio del crédito bancario. Lo contrario ocurre cuando  $z(t)$  está cerca de su límite inferior  $l$ : los choques expansionistas tienden a presionar a  $z(t)$  por debajo de  $l$ , por lo cual los bancos expanden su volumen de préstamos, permitiendo la entrada de nuevos clientes y amplificando el efecto de la expansión monetaria a la economía. De la misma forma, una política monetaria contraccionista no se amplificará a través del crédito bancario cuando  $z(t)$  esté cerca de su límite inferior  $l$ .

¿Pero cómo se puede relacionar el comportamiento de los bancos con los efectos que tiene la política monetaria sobre la economía? Gibson (1997) propone identificar los choques de la política monetaria a través de la estimación de la función de reacción del banco central y a continuación incluirlos en las siguientes ecuaciones:

$$\Delta y_t = \mu + \sum_{k=1}^K \lambda_k \Delta y_{t-k} + \sum_{m=1}^M \eta_m \varepsilon_{t-m} + v_t \quad (7)$$

$$\Delta y_t = \mu + \sum_{k=1}^K \lambda_k \Delta y_{t-k} + \sum_{m=1}^M \left[ \eta_m \varepsilon_{t-m} + \sum_{i=E,C} \eta_{mi} \varepsilon_{t-m}^i \right] + v_t \quad (8)$$

Donde  $\Delta y_t$  denota la variación del PIB real,  $\varepsilon_t$  son los choques (residuales) que se obtienen de la estimación de la función de reacción y  $v_t$  es un término de perturbación que se supone ortogonal a  $\varepsilon_t$ . La ecuación (7) se conoce como modelo base y permite medir el impacto de estos choques sobre el producto, sin tener en cuenta sus efectos diferenciales (expansionistas o contraccionistas); es decir, midiendo el efecto que tiene la política monetaria en la economía, sin considerar el canal que lo está generando. La ecuación (8), por su parte, constituye el modelo no lineal (segundo término de la ecuación) que describe el canal del crédito bancario y, además de analizar el impacto general de la política monetaria, incluye los efectos que pueden generar los choques expansionistas,  $\varepsilon_t^E$ , y contraccionistas  $\varepsilon_t^C$  respectivamente, los cuales están definidos de la siguiente forma:

$$\varepsilon_t^C = \begin{cases} \varepsilon_t & \text{si } z_t \geq u \text{ y } \varepsilon_t \geq 0 \\ 0 & \text{e.o.c} \end{cases} \quad (9)$$

$$Y \quad \varepsilon_t^E = \begin{cases} \varepsilon_t & \text{si } z_t \leq l \text{ y } \varepsilon_t \leq 0 \\ 0 & \text{e.o.c} \end{cases} \quad (10)$$

La política monetaria se considera contraccionista cuando  $\varepsilon_t \geq 0$ , debido a que supone un aumento en la tasa de interés. La misma intuición se aplica al caso de una política monetaria expansionista. Obsérvese que al definir los choques de esta forma, se está teniendo en cuenta lo explicado anteriormente; es decir, que dichos choques tienen efectos sobre la economía, dependiendo del lugar en el que se encuentre la razón  $z(t)$ , pues los bancos actúan ante una acción de política solo en las ocasiones en las cuales la razón  $z(t)$  está cercana a uno de sus límites  $u$  o  $l$ . A continuación se presentan los resultados de la estimación del modelo para la economía colombiana.

### ***B. Estimación para Colombia.***

Con el fin de medir los efectos de la política monetaria sobre la actividad real entre 1995:2 y 2005:4, se estima la ecuación (7) mediante Mínimos Cuadrados Ordinarios y se obtienen los resultados presentados en la tabla 2, donde las variables *Anual(-1)* y *Anual(-3)* son el primer y tercer rezago de la variación trimestral anual del producto, *D1* es una variable *dummy* que adopta el valor de 1 en el período de crisis, *ET(-1)* es el primer rezago de los choques de política obtenidos a partir de la función de reacción del banco central y *MA(2)* se introdujo para corregir la autocorrelación de los residuos<sup>8</sup>. Los resultados permiten observar que las estimaciones de los parámetros son significativas, que los rezagos de la variación del producto tienen un efecto neto positivo sobre la variable dependiente y que esta última tiene una relación positiva con el primer rezago de los choques de política monetaria.

Tabla 2. *Estimación del modelo base.*

Parámetro	Coeficiente	Error estándar	P-valor
C	1,5445	0,5712	0,0106
D1	-1,9537	0,8021	0,0203
ANUAL(-1)	0,7305	0,1195	0,0000
ANUAL(-3)	-0,3095	0,1232	0,0169
ET(-1)	0,1518	0,0539	0,0081
MA(2)	0,9276	0,0275	0,0000

*continúa...*

<sup>8</sup> La elección de los rezagos de la variación del producto y de los choques de política se hizo a través de un proceso de eliminación sucesiva de aquellos que no resultaban significativos, teniendo en cuenta, además, los criterios de información de Akaike y Schwarz.

Tabla 2. *Continuación*

Parámetro	Coefficiente	Error estándar	P-valor
White	0,6905	P-valor	0,6793
Estadístico F	38,6762	P-valor	0,0000
AIC	3,4854	SC	3,7388
DW	1,9279	R <sup>2</sup>	0,8505

40 observaciones. Estimación por MCO utilizando errores estándar consistentes a heterocedasticidad.

Fuente: cálculos propios.

A continuación, se procede a estimar el modelo no lineal; para lo cual, se hace necesaria la estimación de los valores umbrales de la razón crédito neto de provisiones/activos totales<sup>9</sup>  $Z_t$ , que permitan incorporar los efectos diferenciales de la política monetaria. Se utiliza la metodología de modelos de umbral autorregresivo –TAR– y se sigue a Pérez (2003), para identificar los umbrales, y a Hansen (1996), para determinar la validez del modelo. Este tipo de modelos es utilizado, a menudo, cuando se trata de series de tiempo no lineales, debido a que su estimación e interpretación son relativamente simples en comparación con otros modelos no lineales de series de tiempo (Hansen, 1997). Adicionalmente, mediante esta metodología es posible identificar comportamientos asimétricos entre distintas fases del ciclo y se pueden obtener predicciones más precisas que las obtenidas a partir de modelos lineales (Pérez, 2003).

Un modelo TAR es un modelo no lineal autorregresivo que permite establecer cambios en los parámetros del modelo, de acuerdo a una determinada variable, que se conoce como variable umbral. Este tipo de modelos se define usualmente de la forma:

$$y_t = \Phi_0^{(j)} + \sum_{i=1}^p \Phi_i^{(j)} y_{t-i} + \varepsilon_t, \quad \text{si } r_{j-1} < y_{t-d} < r_j \quad (11)$$

$j = 1, \dots, k$ ,  $p$  es el número máximo de rezagos a incluir en el modelo, el retardo  $y_{t-d}$  es la variable umbral, y  $d$  es un entero positivo tal que  $1 \leq d \leq p$ . Los valores umbrales son  $-\infty < r_0 < \dots < r_k < \infty$ , y la partición  $r_{j-1} < y_{t-d} < r_j$  define el  $j$ -ésimo régimen del modelo.

La idea básica del modelo es permitir que los parámetros autorregresivos varíen en cada régimen definido. En este caso, el modelo TAR se plantea para

<sup>9</sup> Información de Bancos comerciales y corporaciones de ahorro y vivienda, disponible en: [www.superfinanciera.gov.co](http://www.superfinanciera.gov.co).

la variable  $z_t$ , con el fin de obtener los valores de las bandas  $u$  y  $l$ , que indican si la razón está cercana a su límite inferior o a su límite superior, y a partir de ahí observar si la política monetaria actúa permitiendo efectos diferenciales con respecto al balance de los bancos por medio de la estimación de la ecuación (8).

El uso de la metodología mencionada anteriormente, requiere que la variable analizada sea estacionaria. Dado que la serie  $z_t$  tenía raíz unitaria determinística, ésta se ajustó regresándola sobre una constante, la tendencia, la tendencia al cuadrado y la raíz cuadrada de la tendencia, y se obtuvo una serie estacionaria. El primer paso para estimar el modelo es especificar el modelo AR lineal de orden  $p$  apropiado, con el fin de definir el conjunto de posibles variables umbrales; se espera que dicho orden sea alto, dado que ello se podría considerar una aproximación razonable a un modelo no lineal. En este caso,  $p=15$ . A continuación se realizan por MCO regresiones de  $y_{t-d}$   $d = 1, 2, \dots, 15$  sobre los 15 rezagos de  $y_t$ , organizando la serie  $z_t$  de menor a mayor, y a partir de cada regresión se realiza una prueba de no linealidad a partir de un estadístico  $F$  de la forma:

$$F(p, d) = \frac{(\sum \hat{\varepsilon}_t^2 - \sum \hat{\varepsilon}_t'^2) / (p+1)}{\sum \hat{\varepsilon}_t^2 / (n-d-b-p-h)} \quad (12)$$

Donde  $\hat{\varepsilon}_t$  son los residuales de cada autorregresión,  $\hat{\varepsilon}_t'$  son los residuales que se obtienen de las regresiones de los residuales de cada autorregresión sobre los regresores,  $n$  es el número de observaciones,  $b = \frac{n}{10} + p$  y  $h = \max \{1, p+1-d\}$ . La variable umbral a elegir es la que tenga el mayor estadístico  $F$ ; en este caso, dicha variable es  $y_{t-1}$ , a partir de la cual se obtienen los valores umbrales por medio de inspección gráfica. La idea es analizar los mayores cambios de pendiente en las gráficas de los  $t$ -estadísticos de cada parámetro de las autorregresiones contra la variable umbral  $y_{t-1}$ . Pérez (2003) indica que las razones  $t$ , muestran la significancia de un determinado coeficiente AR y cuándo éste es significativo, convergen gradualmente a un valor particular. El procedimiento realizado sobre la serie  $z_t$  arrojó cuatro valores umbrales, de los cuales se seleccionaron el menor  $l=0,563$ , y el mayor  $u=0,576$ , dado que fueron los más significativos<sup>10</sup>.

<sup>10</sup> Una posible explicación de que ambos límites se encuentren en un rango tan cercano, podría ser el hecho de que durante el período analizado los bancos tomaron mayores precauciones con respecto a los préstamos por el alto riesgo crediticio derivado de la crisis económica de finales de la década.



Con estos valores se definieron las variables  $\varepsilon_t^C$  y  $\varepsilon_t^E$ , especificadas en la sección II, y se estimó el modelo no-lineal por medio de MCO, presentado en la tabla 3. Para la elección del número de rezagos de la variable dependiente ANUAL y de los choques de política monetaria, se tuvieron en cuenta los criterios de información de Akaike y Schwarz. Igual que en el modelo base, en el modelo no lineal también se incluyó una variable *dummy* para recoger los efectos de la crisis de finales de la década y del *credit crunch* que se presentó durante el período, debido a las altas asimetrías de información en el mercado financiero y a la iliquidez generalizada en la economía a lo largo del período. Para determinar si los efectos diferenciales de la política monetaria son significativamente diferentes de cero de manera conjunta, se realizó una prueba de Wald<sup>11</sup>, cuyo resultado no permite descartar la existencia del canal de crédito bancario al 4% de significancia. Cabe anotar que, estos resultados se obtuvieron mediante un procedimiento bootstrap, ya que los parámetros umbral no están identificados bajo la hipótesis nula de linealidad. Para ello se siguió el procedimiento propuesto por Hansen (1996).

Tabla 3. *Modelo no lineal con efectos diferenciales para choques contraccionistas y expansionistas.*

Parámetro	Coficiente	Error estándar	P-valor
C	2,0105	0,3930	0,0000
D1	-2,1406	0,7068	0,0053
ANUAL(-1)	0,8226	0,1002	0,0000
ANUAL(-3)	-0,4110	0,0870	0,0001
ET(-1)	0,4349	0,1646	0,0151
ET_CO(-1)	-0,7351	0,2836	0,0140
ET_EX(-1)	0,0628	0,9325	0,9467
White	0,7899	P-valor	0,6481
Fn(z)	3,2624	P-valor	0,0400
AIC	3,5216	SC	3,8172
DW	2,1326	R2	0,8525

Número de observaciones: 40. Estimación por MCO utilizando errores estándar consistentes a heterocedasticidad.

Fuente: cálculos propios

<sup>11</sup> Esta prueba es propuesta por Hansen (1996) para modelos en los que se presentan parámetros no identificados bajo la hipótesis nula.

En los resultados presentados en la tabla 3, se observa que la política monetaria expansionista no es significativa estadísticamente. Dado que, el primer rezago de los choques contraccionistas es significativo al 2%, se puede concluir que la política monetaria contraccionista genera un efecto negativo sobre el crecimiento del producto. Este resultado puede ser el reflejo de situaciones como la presentada durante la crisis financiera, donde a pesar de las reducciones en las tasas de interés aplicadas por el Banco de la República, los bancos y corporaciones de ahorro y vivienda no aumentaron la oferta crediticia, reduciendo así las posibilidades de financiamiento de los agentes banco-dependientes. Aunque el hecho de que solo la política monetaria contraccionista sea significativa puede parecer controversial, el resultado no es ilógico, ya que, como señala Gibson (1997), se espera que una contracción monetaria tenga efectos más pronunciados que una expansión en el corto plazo. La razón es que, una expansión no necesariamente se traduce en un aumento del gasto, sino que también puede convertirse en ahorro, mientras que una contracción afecta más rápidamente la restricción presupuestaria de las firmas y los consumidores.

De acuerdo con estos resultados, en el largo plazo, un aumento (disminución) de un punto porcentual en la tasa de interés genera una reducción (incremento) de medio punto porcentual (0,51) en el crecimiento del producto, cuando la razón  $z(t)$  se encuentra cerca de su límite superior  $u^{12}$ . Si se comparan dichos resultados con el obtenido por Gibson (1997) para Estados Unidos, se encuentra que el resultado para Colombia parece ser inferior al de Estados Unidos, ya que un incremento de un punto porcentual en la tasa de interés genera una disminución en el crecimiento del producto de 8,7%. En Leyva (2004), una política monetaria contraccionista para Perú (una disminución de 1% en la base monetaria) reduce el crecimiento del producto en un poco menos de 0,2 puntos porcentuales. Como puede observarse, el efecto adicional del canal del crédito en Colombia parece ser importante.

### Conclusiones

Este artículo presenta una de las metodologías que se pueden utilizar para corroborar empíricamente la existencia del canal del crédito bancario. Se considera un modelo teórico propuesto por Gibson (1997) y se adapta al contexto económico colombiano. De acuerdo con este modelo, el banco

---

<sup>12</sup> Este valor es el resultado de comparar los efectos de largo y corto plazo.

representativo controla la razón préstamos/activos totales  $z(t)$ , permitiendo que ésta fluctúe si se encuentra ubicada dentro de las bandas que el agente elige óptimamente. Sin embargo, si la razón  $z(t)$  es sacada de su rango óptimo debido a un choque de política monetaria, los bancos tendrán que ajustar dicha razón para que permanezca dentro del rango, reduciendo o aumentando su número de clientes, que es la única variable que puede controlar de acuerdo con el modelo. El aumento o disminución de la oferta crediticia generará desajustes en el consumo e inversión de los agentes banco-dependientes y por tanto, repercutirá en la demanda agregada, intensificando el efecto de la política monetaria.

Los resultados no permiten descartar la existencia del canal de crédito bancario en Colombia entre 1995-2005 a un 4% de significancia, aunque su transmisión parece darse solo a través de la política monetaria contraccionista, reflejando tal vez la aversión de los bancos al alto riesgo crediticio percibido en el mercado, debido a la crisis de finales de la década. De esta manera se hace evidente que en un contexto de asimetrías de información es indispensable considerar el enfoque crediticio como una visión alternativa al enfoque tradicional de las tasas de interés.

Es importante anotar, sin embargo, que el canal del crédito bancario podría comenzar a perder efectividad debido a varias razones. En primer lugar, las medidas de reducción de riesgo, que implican un seguimiento más exhaustivo del comportamiento de los prestatarios, atenúan los problemas de asimetrías de información, que son una de las causas fundamentales de la existencia del canal. En segundo lugar, el grado de apertura financiera puede producir una pérdida de relevancia del canal, debido a la aparición de sustitutos de la financiación doméstica y a que el Banco Central tiende a perder poder para afectar el nivel de liquidez de la economía (Mayorga y Torres, 2004). Y, finalmente, la diversificación del portafolio de inversiones bancarias, que en Colombia aumentó considerablemente durante los últimos años a raíz de la crisis de finales de los noventa, podría obligar a los agentes banco-dependientes a buscar fuentes alternativas de financiación, pues ello implica una reducción de mediano y largo plazo en la oferta de créditos bancarios.

### Bibliografía

ALFARO, Rodrigo; FRANKEN, Helmut; GARCÍA, Carlos y JARA, Alejandro (2003). "Bank Lending Channel and the Monetary Policy Transmission Mechanism: The Case of Chile". *Documentos de trabajo*, Banco Central de Chile, No. 223, Agosto de 2003.

- BAUM, Christopher; SCHAFER, Mark y STILLMAN, Steven (2003). "Instrumental variables and GMM: Estimation and testing". *The Stata Journal*, Vol. 3, No. 1, pp. 1-31.
- BERNAL, Raquel (2002). "Monetary Policy Rules in Colombia", *Documentos CEDE*, No. 18, Universidad de Los Andes, Bogotá.
- BERNANKE, Ben y BLINDER, Alan (1988). "Credit, Money, and Aggregate Demand", *American Economic Review*, Vol. 78, No. 2, pp. 435-439.
- BERNANKE, Ben y GERTLER, Mark (1995). "Inside the black box: the credit channel of monetary policy transmission", *NBER working paper series*, No. 5146
- DE GREGORIO, José (2007). *Macroeconomía. Teoría y Políticas*, México, Prentice Hall.
- GIBSON, Michael (1997). "The Bank Lending Channel of Monetary Policy Transmission: Evidence from a Model of Bank Behavior that Incorporates Long-Term Customer Relationships", *International Finance Discussion Papers*, No. 584, disponible en: <http://www.federalreserve.gov/pubs/ifdp/1997/584/ifdp584.pdf>. (2 de mayo de 2006).
- GÓMEZ, José y GROSZ, Fernando (2006). "Evidence of Bank Lending Channel for Argentina and Colombia", *Borradores de Economía*, No. 396, Banco de la República, Bogotá.
- GREEN, William (2002). *Econometric Analysis*, Prentice Hall.
- HALL, Simon (2001). "Credit channel effects in the monetary transmission mechanism", *Bank of England Quarterly Bulletin*, Winter, 2001, Vol. 41, No. 4, pp 442-448.
- HANSEN, Bruce (1996). "Inference When a Nuisance Parameter Is Not Identified Under The Null Hypothesis", *Econometrica*, Vol. 64, No. 2, pp. 413-430.
- \_\_\_\_\_ (1997). "Inference in TAR Models", *Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics*, Vol. 2, No. 1, pp. 1-14.
- HUERTAS, Carlos; JALIL, Munir; OLARTE, Sergio y ROMERO, José V. (2005). "Algunas Consideraciones sobre el Canal del Crédito y la Transmisión de Tasas de Interés en Colombia", *Borradores de Economía*, No. 351, Banco de la República, Bogotá.
- JOHNSTON, Jack y DINARDO, John (1997). *Econometric Methods*, Editorial McGraw-Hill.
- KISHAN, Ruby y OPIELA, Timothy (2000). "Bank Size, Bank Capital, and the Bank Lending Channel", *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 32, No. 1.
- LEYVA, Gustavo (2004). "El canal de préstamos bancarios: Introduciendo no linealidad en el mecanismo de transmisión monetaria", *Concurso de investigación para jóvenes economistas 2003-2004*, Banco Central de Reserva de Perú, disponible en: [http://www.bcrp.gob.pe/Espanol/WPublicaciones/Rev\\_jovenes/Concurso2002/3\\_Leyva](http://www.bcrp.gob.pe/Espanol/WPublicaciones/Rev_jovenes/Concurso2002/3_Leyva). (26 de marzo de 2007.)
- MAYORGA, Mauricio y TORRES, Carlos (2004). "El mecanismo de transmisión del crédito bancario y su relevancia para el caso de Costa Rica", *Documento de Investigación*, Banco Central de Costa Rica, Octubre 2004, disponible en: [http://www.bccr.fi.cr/ndie/Documentos/DIE-02-2004-DI-R%20\\_OCTUBRE\\_.pdf](http://www.bccr.fi.cr/ndie/Documentos/DIE-02-2004-DI-R%20_OCTUBRE_.pdf). (2 de abril de 2007).
- MOHANTY, M. S y KLAU, Marc (2003). "Monetary Policy Rules in Emerging Market Economies: Issues and Evidence", *BIS Working Papers*, No. 149.
- PÉREZ, Fredy (2003). *Series de tiempo no lineales*, Medellín, Universidad EAFIT.

- PIZARRO, Rafaela (2004). "A Bank Lending Channel of Monetary Policy in Spain: Evidence from Bank Balance Sheets", Artículo presentado en: International Conference in Policy Modeling, University of Paris 1, June 30 – July 2 2004, disponible en: [http://www.ecomod.net/conferences/ecomod2004/ecomod2004\\_papers/281.pdf](http://www.ecomod.net/conferences/ecomod2004/ecomod2004_papers/281.pdf) (2 de abril de 2007).
- RESTREPO, Jorge E. (1999). "Reglas monetarias en Colombia y Chile", *Archivos de Macroeconomía*, No. 099, Departamento Nacional de Planeación, Bogotá.
- TORRES, Alberto (2002). "Un análisis de las tasas de interés en México a través de la metodología de reglas monetarias", *Documento de Investigación*, No. 2002-11, Banco de México.
- URRUTIA, Miguel y FERNÁNDEZ, Cristina (2004). "Política monetaria expansiva en épocas de crisis: el caso colombiano en el siglo XX", disponible en: <http://www.banrep.gov.co/documentos/presentaciones-discursos/pdf/Politica-monetaria.pdf>. (13 de marzo de 2006).