

Efectos regionales de la política monetaria en Colombia

IGOR ESTEBAN ZUCCARDI HUERTAS*

I Introducción

LA LITERATURA ECONÓMICA SUGIERE que las decisiones de los bancos centrales sobre el mercado de dinero pueden tener efectos en la actividad real, debido a la presencia de rigideces en algunos precios y salarios nominales. En efecto, los acuerdos laborales de mediano y largo plazo, así como la contratación de préstamos a tasas de interés nominales fijas, entre otros, definidos con anterioridad a esas nuevas decisiones, dan cabida a que los cambios en la oferta de dinero alteren los costos de oportunidad de corto plazo de los agentes privados (salarios reales, tasas de interés reales, etcétera), lo que induce a dichos agentes a variar sus decisiones de producción, inversión y consumo, afectando así la producción agregada.

Las investigaciones sobre los efectos de las acciones del Banco Central sobre la actividad real, denominadas acciones de política monetaria, se han centrado en evaluar su impacto en la actividad económica de un país (o un conjunto de países) como un todo. Se ha supuesto implícitamente que la estructura económica de las regiones que conforman la Nación es homogénea o que dichas regiones comparten un mismo ciclo económico. En consecuencia, estos estudios muestran que la política monetaria tiene un efecto nacional único y uniforme.

* El autor agradece a Adolfo Meisel Roca, Joaquín Vilorio de la Hoz, María Modesta Aguilera y Juan David Barón por sus correcciones y comentarios. Los errores y las omisiones son responsabilidad exclusiva del autor y no comprometen al Banco de la República ni a su Junta Directiva.

Pero, en la realidad, las regiones no son entidades económicas homogéneas, pues existen diferencias en las estructuras industriales, en el tamaño de las empresas y en el grado de apertura de las economías, entre otras, que pueden generar reacciones distintas ante choques macroeconómicos comunes a las regiones. Además, ellas pueden estar afectadas por eventos particulares de la región, lo que hace que no mantengan un ciclo económico uniforme.¹ A pesar de ello, en Colombia no se han estudiado las respuestas regionales a los choques de política monetaria. El objetivo de este documento es analizar si la política monetaria afectó de manera desigual la actividad económica de las regiones colombianas en el periodo comprendido entre 1984 y 2000.

¿Por qué es importante para el Banco Central conocer si la política monetaria tiene efectos regionales diferenciados? De acuerdo con Ramos *et al.* (2000), desde el punto de vista teórico “si hay un conjunto de regiones que experimentarán una mayor respuesta de la producción ante una misma política monetaria común, cuando dicha política sea expansiva cabe esperar que experimenten un crecimiento superior al resto mientras que cuando dicha política sea contractiva su crecimiento será menor”.² En estos casos, los costos en términos de actividad económica de, por ejemplo, un programa de reducción de la inflación no serían compartidos por todas las regiones en la misma proporción, haciendo que algunas de ellas paguen un mayor o menor precio frente a las otras. Por otra parte, la política monetaria podría convertirse en una causa de las diferencias entre los ciclos económicos regionales, ampliando la brecha del desarrollo entre regiones líderes y rezagadas.

En la siguiente sección se ofrece una explicación de las maneras mediante las cuales la política monetaria podría tener efectos en la actividad económica. También se exponen las posibles causas de las respuestas regionales diferenciadas ante una política monetaria.

¹ Para el caso colombiano véase Igor Esteban Zuccardi, “Los ciclos económicos regionales en Colombia, 1986-2000”, en *Revista del Banco de la República*, VOL. LXXV, núm. 891, enero de 2002.

² Raúl Ramos; Miguel Clar; Jordi Suriñach, “Efectos regionales de la política monetaria: implicaciones para los países de la zona euro”, III *Encuentro de Economía Aplicada*, Valencia, junio de 2000.

II Marco teórico

a. La política monetaria y sus canales de transmisión

De acuerdo con la teoría económica, la política monetaria es el conjunto de acciones que realizan los bancos centrales para afectar las condiciones monetarias, financieras y reales de una economía. Este instrumento de intervención sirve especialmente para corregir los desequilibrios macroeconómicos, y contribuir así a generar las condiciones propicias para el crecimiento sostenido del producto real y del empleo y para mantener la estabilidad de precios.

La política monetaria de cada país, de acuerdo con su marco legal y su estructura institucional, persigue objetivos diferentes. Así, por ejemplo, en Estados Unidos, la política monetaria del Banco de la Reserva Federal enmarca sus objetivos en la búsqueda de estabilizar los precios y de favorecer el crecimiento de la producción, mientras que en Europa y Colombia, sus respectivos bancos centrales tienen como objetivo principal mantener el poder adquisitivo de sus monedas. Sin embargo, en el caso colombiano, la política monetaria debe coordinarse con las políticas del gobierno tanto fiscales, como salariales y de empleo, para mantener el equilibrio y el dinamismo de la economía³. En consecuencia, como comenta Sergio Clavijo⁴ (2002), el objetivo de la política monetaria colombiana es “jerárquico”: primero, controlar la inflación, pero persiguiendo simultáneamente los objetivos de promover el crecimiento y generar empleo.⁵

En el corto plazo y bajo condiciones de asimetrías entre la información del Banco Central y la del público, la autoridad monetaria puede ejercer cierto poder sobre el comportamiento económico de los agentes del sector privado, alterando los costos de oportunidad relevantes para su toma de decisiones.

³ Sentencia C-481 de 1999 de la Corte Constitucional.

⁴ Sergio Clavijo, “Política monetaria y cambiaria en Colombia: Progresos y desafíos (1991-2002)” en *Borradores de Economía*, núm. 201, marzo de 2002.

⁵ Para mayores detalles sobre la política monetaria reciente en Colombia véase: Miguel Urrutia, “Una visión alternativa: La política monetaria y cambiaria en la última década”, en *Borradores de Economía*, núm. 207, mayo de 2002; Salomón Kalmanovitz, “El Banco de la República como institución independiente”, en *Borradores de Economía*, núm. 190, septiembre de 2001; Antonio Hernández; José Tolosa, “La política monetaria en Colombia en la segunda mitad de los años noventa”, en *Borradores de Economía*, núm. 172, marzo de 2001.

Este efecto se logra con el uso de sus instrumentos de intervención (oferta de dinero, porcentaje de reserva requerida, tasas de interés de intervención, entre otros), y se transmiten a la actividad económica y a los precios mediante mecanismos que articulan los movimientos monetarios y los de la producción. Estos mecanismos se conocen como los canales de transmisión de la política monetaria, y los más conocidos son los siguientes:

- **El canal de la tasa de interés.** Por medio de este canal, la política monetaria afecta la actividad económica al modificar la tasa de interés de corto plazo. Por ejemplo, una política monetaria expansiva provoca una reducción en la tasa de interés de corto plazo de la economía, debido al aumento de la liquidez en el mercado monetario, que a su vez no sólo reduce el costo de uso del capital para la inversión, sino que desestimula el ahorro de corto plazo y además estimula el consumo de bienes durables gracias a las rigideces de corto plazo en los precios de bienes y servicios. En consecuencia, aumentan la inversión y el consumo, con lo cual se expanden la demanda agregada y la producción real. Efectos contrarios se observarían en el caso de una política monetaria contraccionista.
- **El canal del tipo de cambio.** Este canal supone que la efectividad de la política monetaria se enmarca dentro del comportamiento de la tasa de interés doméstica y del de la balanza de pagos. Una política monetaria expansiva genera la caída de la tasa de interés doméstica frente a la tasa de interés internacional, lo cual desincentiva la tenencia de activos financieros domésticos a favor de los externos que conlleva la salida de capitales (gracias al diferencial de tasas de interés a favor de los activos externos). Si el régimen de tasa de cambio es fijo, el Banco Central intercambia los activos monetarios domésticos por externos, eliminando así el exceso de oferta monetaria sin afectar la actividad económica. Sin embargo, si el régimen de tasa de cambio es flexible, la salida de capitales produce una devaluación del tipo de cambio nominal y real en el corto plazo, con lo cual se abaratan las exportaciones en el extranjero y se encarecen las importaciones frente a su competencia doméstica. Lo anterior incentiva la sustitución en el consumo de bienes externos por domésticos, lo que impulsa la demanda y la producción agregada.
- **El canal de precio de los activos.** De acuerdo con Meltzer (1995), la política monetaria tiene efectos sobre la actividad real a través del cambio en los precios de los activos. Por ejemplo, ante una política monetaria expansiva, los precios de las acciones tienden a aumentar en el mercado de

capitales,⁶ lo cual hace que el valor de mercado de las empresas sea mayor a su valor en libros. Esto, a su vez, incentiva las nuevas inversiones en planta y equipos, lo que lleva a una mayor producción. También, en el mercado inmobiliario, el aumento en el precio del suelo genera una mayor demanda por bienes inmobiliarios (como objetivo de inversión), lo que impulsa una mayor oferta inmobiliaria y la actividad productiva del sector de la construcción.

- **El canal del crédito.** Los canales de la tasa de interés y del tipo de cambio suponen que los mercados de crédito y de capitales son sustitutos perfectos, por lo cual a una firma le resulta indiferente financiarse o con recursos propios, o con crédito, o con acciones o con bonos (teorema Modigliani-Miller⁷). Sin embargo, de acuerdo con Bernanke y Blinder (1988), las condiciones crediticias no son iguales para todos los agentes económicos debido a la asimetría en la información entre prestamistas y prestatarios por los costos de transacción en la adquisición de dicha información, entre otras causas, que hacen que los intermediarios financieros carezcan de los incentivos necesarios para colocar créditos a determinados tipos de agentes e impongan límites a la disponibilidad de préstamos. Esto conduce a que el mercado de crédito presente un ajuste imperfecto, que impide que el choque monetario sea neutral.⁸

Hay dos tipos de canales por cuyo intermedio opera la política monetaria: **Canal del crédito bancario.** Este canal supone que el sistema financiero enfrenta problemas de información asimétrica respecto a los prestatarios, especialmente cuando se trata de empresas pequeñas. Por lo tanto, la ejecución de una política monetaria restringida conduce a una limitación del crédito disponible, lo cual afecta más a las empresas pequeñas que a las grandes, puesto que estas últimas pueden acceder al mercado de capitales u obtener un diferencial significativo de tasa de interés mientras que las pequeñas no pueden hacerlo con facilidad. En cambio, bajo una política monetaria expansiva, las restricciones al crédito se reducen, y el sistema

⁶ Allan Meltzer, "Monetary, Credit and (Other) Transmission Processes: A Monetarist Perspective", en *Journal of Economic Perspectives*, VOL. 9, otoño de 1995.

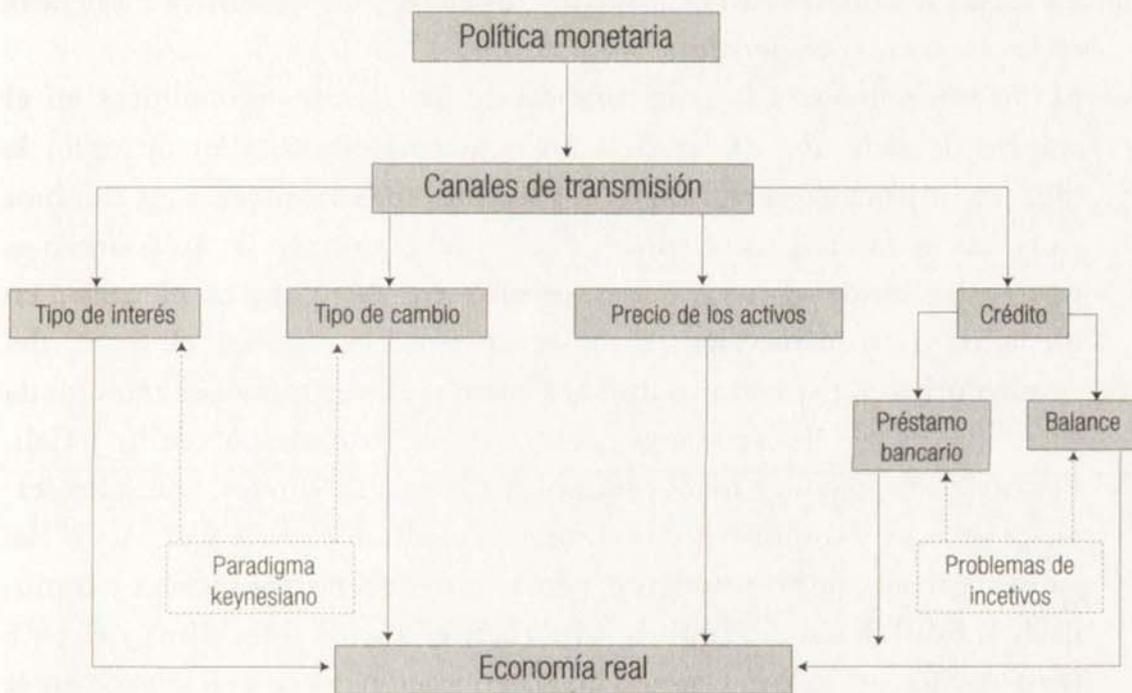
⁷ M. Miller; F. Modigliani, "Dividend Policy, Growth and the Valuation of Shares", en *Journal of Business*, núm. 34, octubre de 1961.

⁸ Ben Bernanke; Alan Blinder, "Credit, Money and Aggregate Demand", en *American Economic Review*, núm. 82, 1988.

financiero asigna recursos en el mercado con menor sujeción a la asimetría de información.

Canal del balance. Este canal supone que el valor presente neto de las empresas depende de su habilidad para pedir prestado. A su vez, esta habilidad depende del tipo de política monetaria existente y del momento del ciclo económico por el que pasa la economía. Así, por ejemplo, en un periodo de auge económico, una política monetaria expansiva genera una reducción del costo del capital y un aumento en el valor presente de los flujos de fondos esperados, lo que facilita el acceso al crédito. Por otro lado, si el ciclo económico es recesivo y la política monetaria es contraccionista, el costo de uso del capital se eleva y se reduce el valor presente de los flujos de fondos esperados, lo que limita el acceso de la empresa al crédito.

Figura 1. Canales de transmisión de la política monetaria



FUENTE: Ramos *et al.* (2000).⁹

⁹ Ramos, *et al.*, *op. cit.*

b. ¿Por qué las regiones podrían responder de diferentes maneras ante una misma política monetaria?

Los canales de transmisión son los mecanismos mediante los cuales la política monetaria influye sobre la actividad económica: la producción y el empleo. La relevancia de cada uno de ellos en la estructura económica determina la magnitud del efecto de las decisiones del Banco Central sobre las variables reales en un país. Sin embargo, hay además otros elementos estructurales que modifican las condiciones dentro de las cuales dichos canales actúan sobre las economías regionales y suscitan las respuestas diferenciales de estas economías a las acciones de la autoridad monetaria. Carlino y DeFina¹⁰ establecieron tres fuentes para explicar dichas diferencias:

- **Primera fuente.** *Diferencias regionales en la mezcla de las industrias sensibles a la tasa de interés.* En el plano nacional, cada uno de los sectores industriales presenta una diferente elasticidad a la tasa de interés. Esta sensibilidad desigual entre industrias, al interactuar con las diversas mezclas industriales en las regiones, provoca los distintos efectos de la política monetaria en las economías regionales.

El cuadro 1 muestra la participación de los sectores económicos en el empleo de cada una de las siete áreas metropolitanas. Por ejemplo, la industria manufacturera, uno de los sectores más sensibles a los cambios en la tasa de interés, representa el 22,6% del empleo en las áreas urbanas, pero varía desde el 16,2% del empleo en Pasto, hasta el 28%, en Medellín. La construcción, otro sector sensible, explica el 6,3% del empleo urbano, pero su variabilidad entre regiones es menor pues oscila entre el 5,4%, en Bucaramanga, y el 6,8%, en Manizales, Medellín y Cali. Por otro lado, sectores menos sensibles a la tasa de interés, como los servicios sociales y comunales y el comercio, explican el 29% y el 25,5% del empleo urbano, respectivamente; para el caso de servicios sociales y comunales la explicación del empleo varía entre el 26,1% (Medellín) y el 36% (Pasto), y para el caso del comercio, la explicación del comercio varía entre el 24,1% (Medellín) y el 30,6% (Barranquilla). Los otros sectores mues-

¹⁰ Gerald Calino; Robert DeFina, "The Differential Regional Effects of Monetary Policy", en *The Review of Economics and Statistics*, VOL. LXXX, núm. 4, 1998.

Cuadro 1. Participación de los sectores en el empleo regional*
(Porcentaje)

	Agri- cultura	Minería	Industria	Energía	Cons- trucción	Comercio	Trans- porte	Servicio financiero	Servicio social
B/quilla	1,0	0,5	18,0	1,1	5,5	30,6	7,6	5,6	30,2
B/manga	2,0	0,6	21,4	0,5	5,4	28,2	6,9	5,0	30,0
Bogotá	1,1	0,4	21,8	0,5	6,3	24,3	6,6	9,5	29,3
M/zales	4,5	0,4	17,9	1,6	6,8	24,4	5,5	6,3	32,7
Medellín	1,2	0,2	28,0	0,9	6,8	24,1	6,4	6,2	26,1
Cali	1,1	0,2	23,3	0,5	6,8	26,8	5,9	6,8	28,6
Pasto	2,4	0,2	16,2	0,5	6,6	26,8	7,5	3,8	35,9
Siete áreas	1,3	0,4	22,6	0,7	6,3	25,5	6,6	7,6	28,9

* Se calculó como el número de ocupados por sector económico/Total de ocupados en la región.

FUENTE: Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE), Encuesta Nacional de Hogares y cálculos del autor.

tran una menor variabilidad, y representan solamente el 16,5% del empleo en las siete áreas metropolitanas aunque se destaca la importancia relativa del sector agrícola en el empleo de Manizales (4% frente al promedio de 1,9%) y del sector financiero en Bogotá (9,5% frente al promedio de 6,2%).

- *Segunda fuente. Diferencias regionales en el tamaño de las empresas.* De acuerdo con los supuesto del canal del crédito bancario, la política monetaria puede tener mayores efectos en la disponibilidad de crédito para las empresas pequeñas que para las grandes empresas, esto se debe a que, por costos de información y transacción, la única fuente de financiamiento para las pequeñas empresas es el crédito bancario doméstico, mientras que las grandes empresas pueden captar recursos financieros, entre otras formas, mediante la emisión de bonos o acciones en el mercado de capitales y por intermedio de préstamos obtenidos de la banca internacional. En consecuencia, una región que tiene alta concentración de firmas pequeñas sería especialmente sensible a las acciones de la autoridad monetaria.

En el cuadro 2 se muestra la proporción de microempresas, empresas pequeñas y medianas (MIPYMES) en el total de empresas localizadas en los departamentos cuyas capitales son las siete áreas metropolitanas. Dicha proporción se calculó como la cantidad de MIPYMES dentro del total de

empresas de la región y como la participación de activos de este tipo de empresas dentro del total de activos de las empresas de la región.¹¹

Se destaca que de las 560.681 empresas registradas en las Cámaras de Comercio del país, en el año 2000, 499.530 son MIPYMES, y representan el 89% del total. Entre estas últimas, 340.046 (el 68%) están ubicadas en Bogotá, Antioquia, Valle, Atlántico, Santander, Caldas y Nariño, mientras que 159.484 (el 32%) se localizan en el resto del país. Sin embargo, y a pesar del elevado número de empresas de este tipo, su participación en el total de activos es baja: en promedio, las MIPYMES representan el 8,5% del total de activos de las empresas, y el 84,4% de las empresas poseedoras de estos activos está ubicado en los departamentos antes mencionados.

Cuadro 2. Total de MIPYMES como proporción del total de empresas por región

Región	Por número de empresas		Por cantidad de activos	
	Número empresas MIPYMES	Proporción del total de empresas (%)	Suma de activos empresas MIPYMES (miles de millones de pesos)	Proporción del total de activos(%)
Bogotá	149.557	97,1	18.023	6,2
Antioquia	49.574	56,3	5.385,5	8,6
Valle	65.818	93,6	4.613,5	14,8
Atlántico	25.651	92,0	1.999	12,1
Santander	25.533	96,1	1.465	19,7
Caldas	14.252	98,4	638,2	19,8
Nariño	9.661	89,1	289,4	34,5
Resto país	159.484	94,6	5.990,5	17,1
Total MIPYMES	499.530	89,1	38.404	8,5
Total empresas	560.681		451.133,4	

Información correspondiente a personas naturales y jurídicas que se matricularon o que renovaron su registro mercantil ante las cámaras de comercio del país en el año 2000.

FUENTE: Confederación Nacional de Cámaras de Comercio de Colombia (Confecámaras) y cálculos del autor.

¹¹ Confecámaras clasifica las empresas de acuerdo con su nivel de activos y sus ventas. Así, las microempresas tienen activos por menos de 400 millones de pesos, y venden menos de 100 millones de pesos anuales. Por otro lado, las pequeñas empresas tienen activos entre 400 millones y 2 mil millones de pesos, y ventas entre 100 millones y 500 millones de pesos anuales. Las medianas empresas tienen activos entre 2 mil millones y 10 mil millones de pesos, y ventas entre 500 millones y 2 mil millones de pesos anuales. Finalmente, se catalogan como grandes empresas aquellas que tienen más de 10 mil millones de pesos en activos y venden más de 2 mil millones de pesos anuales.

Por otro lado, si se mide por el número de empresas registradas, la proporción de MIPYMES en el total de empresas varía poco entre regiones: en Bogotá, el 97,1% de las empresas son MIPYMES, mientras que en Nariño lo son el 89%. Sin embargo, en Antioquia, su proporción es particularmente menor al resto del país, ya que representan el 56,3% del total de empresas del departamento. En cambio, si se mide de acuerdo con el total de activos, la variabilidad es mayor: en Bogotá, las MIPYMES representan el 6,2% del total de activos de esa ciudad, mientras que en Nariño representan el 34,5%.

- *Tercera fuente. Diferencias regionales en las habilidades de los bancos para alterar sus balances.* Kashyap y Stein¹² han sugerido que las acciones de política monetaria pueden afectar de manera diferente la habilidad de los bancos para hacer préstamos. Durante períodos de política monetaria restringida, cuando las reservas bancarias están limitadas, los bancos que pueden encontrar fuentes alternativas de fondeo para depósitos y préstamos más baratas y de más fácil consecución serían, por lo tanto, menos sensibles a la política monetaria. De acuerdo con los anteriores autores, el tamaño de los bancos explica las diferencias en las habilidades para obtener financiamiento, pues los bancos grandes (bancos nacionales) tienen más opciones de financiamiento que los bancos pequeños (bancos regionales).

Por otro lado, Rodríguez,¹³ con base en la visión poskeynesiana de la endogeneidad de la oferta de dinero, considera que el tamaño de los bancos determinaría el grado de efectividad de la política monetaria; gracias a su estructura financiera y patrimonial, los grandes bancos pueden realizar operaciones fuera de balance (titularizaciones, emisiones de deuda, etcétera) lo cual los libera de las restricciones de liquidez y de requerimiento de reserva, y les permite ampliar el crédito al público, mientras que los bancos pequeños no pueden hacerlo. En consecuencia, las regiones que tienen una mayor proporción de préstamos bancarios concedidos por bancos pequeños podrían responder más a la política monetaria que aquéllas cuyos préstamos son concedidos principalmente por bancos grandes.

¹² Anil Kashyap; Jeremy Stein, "The Impact of Monetary Policy on Bank Balance Sheets", en *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, núm. 42, 1995.

¹³ Carlos J. Rodríguez Fuentes, *Política monetaria y economía regional*, España, Consejo Económico y Social, 1997.

Sin embargo, de acuerdo con Rodríguez (1997), las respuestas diversas causadas por el tamaño de los bancos sólo se presentarían en economías cuyo sistema financiero esté segmentado de manera regional, con intermediarios que actúen únicamente dentro de una región (existencia de bancos nacionales y bancos regionales a la vez), como en España y en Estados Unidos, y no integrado nacionalmente (bancos nacionales con sucursales), como es el caso de Colombia, donde las diferencias regionales estarían explicadas por decisiones discrecionales de los mismos bancos, y dirigidas a racionalizar los préstamos hacia ciertas regiones.

Finalmente, De Lucio e Izquierdo¹⁴ y Georgopoulos¹⁵ consideran una fuente adicional: basándose en el canal del tipo de cambio muestran que las diferencias regionales en el grado de apertura pueden determinar respuestas asimétricas ante las acciones de política monetaria. En efecto, los movimientos en el tipo de cambio generan variaciones en la oferta y la demanda de los agentes por bienes exportados e importados. Aquellas regiones que presentan mayor grado de apertura (que exportan o importan más) se verán más afectadas por dichos movimientos, y generarán así cambios en la producción regional y en el empleo.

En el gráfico 1 se muestran los coeficientes de grado de apertura promedio para diferentes regiones del país, entre 1980 y 1997. Este coeficiente se calculó como la suma en pesos (de 1975) de exportaciones FOB e importaciones CIF,¹⁶ de cada uno de los departamentos cuyas capitales son las siete áreas metropolitanas, sobre el FIB total del departamento.

Por un lado se observan dos grupos diferenciados, de acuerdo con su grado de apertura: el primero, con alto grado de apertura relativa, está liderado por

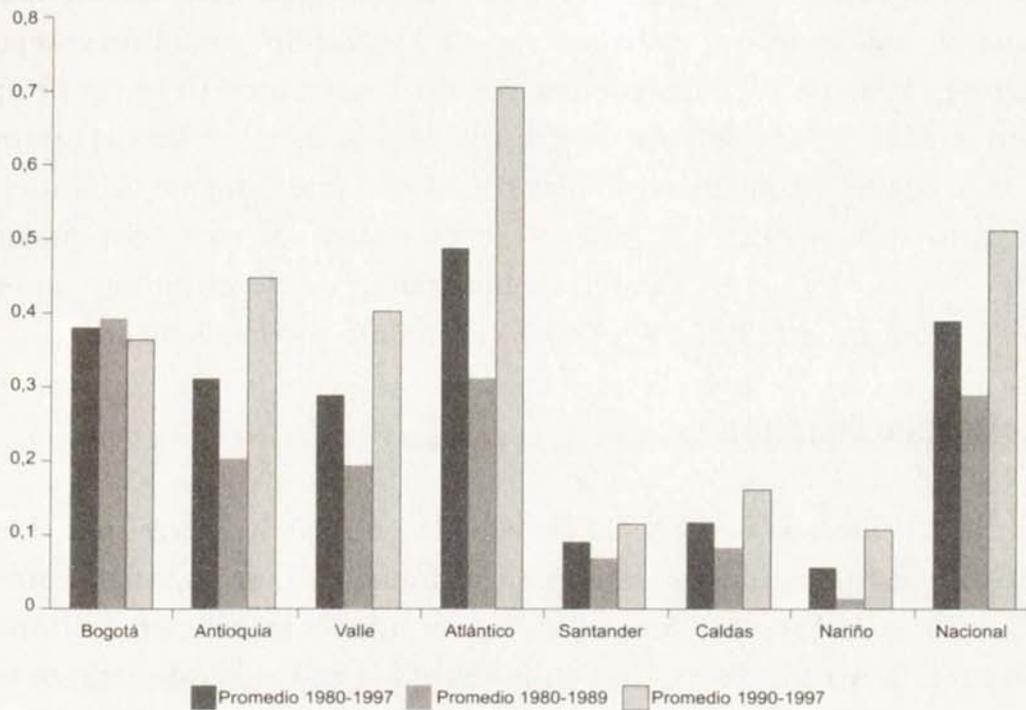
¹⁴ Juan De Lucio; Mario Izquierdo, "Local Responses to a Global Monetary Policy: The Regional Structure of Financial Systems", *Documento de trabajo*, núm. 99-14. Fundación de Estudios de Economía Aplicada FEDEA, septiembre de 1999. Adicionalmente, estos autores consideran que las diferencias entre regiones de la proporción de trabajadores cobijados por acuerdos salariales de largo plazo pueden ser fuente también de respuestas diferenciales.

¹⁵ George Georgopoulos, "Measuring Regional Effects of Monetary Policy in Canada", mimeo, Department of Economics, University of Toronto, enero de 2001.

¹⁶ Exportaciones FOB (*Free on Board*): Medida de valor de exportaciones de bienes colocados en muelle (no incluye costos de transporte). Importaciones CIF (*Cost of Insurance and Freight*): Medida de valor de importaciones en la cual se incluyen costos de seguros y fletes de transporte.

¹⁷ Ramos, *et al.*, *op. cit.*

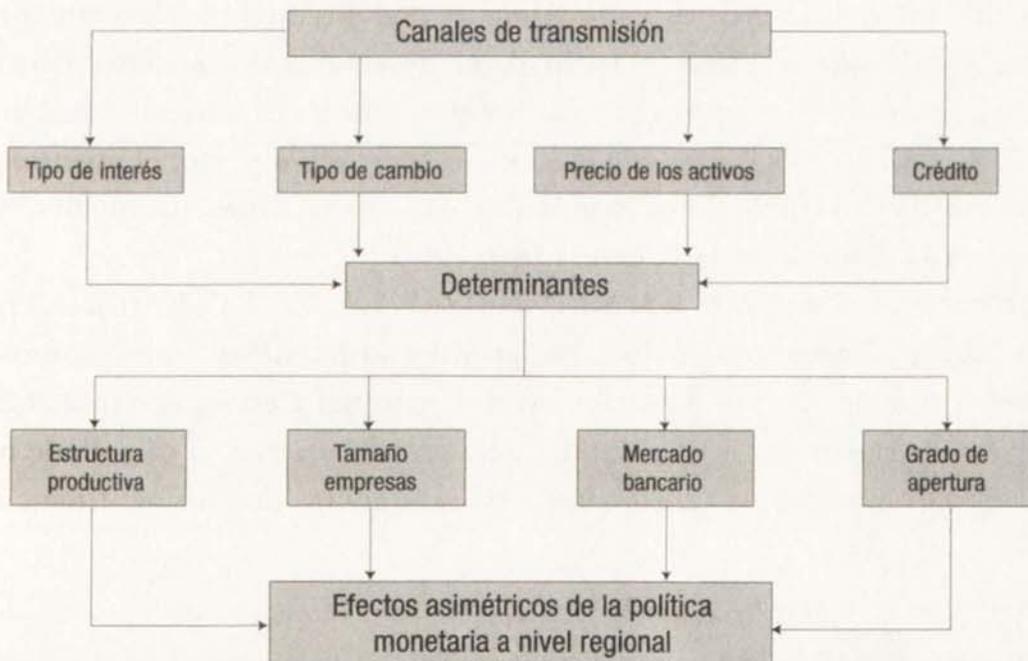
Gráfico 1. Coeficientes de grado de apertura por regiones, 1980-1997*



* El grado de apertura fue calculado como $(\text{Exportaciones región} + \text{Importaciones región}) / \text{PIB región}$. Las exportaciones por departamento no incluyen exportaciones de petróleo ni de café, las cuales son contabilizadas en rubros aparte.

FUENTE: DANE, Anuario de comercio exterior, cuentas departamentales, y cálculos del autor.

Figura 2. Determinantes de los efectos asimétricos de la política monetaria



FUENTE: Ramos *et al.* Modificaciones realizadas por el autor.

Atlántico (el 48%), seguido por Bogotá (el 38%), Antioquia (el 31%) y Valle (el 29%). Por otro lado, el grupo con bajo grado de apertura relativa está conformado por Caldas (el 12%), Santander (9%) y Nariño (5%). Con excepción de Bogotá, todas las regiones presentaron un aumento en su grado de apertura durante la década de 1990 frente a la década anterior: los departamentos que más ampliaron sus relaciones con el extranjero fueron Atlántico (el 71%), Antioquia (el 44%) y Valle (el 40%); Caldas (el 16%), Santander (el 11%) y Nariño (el 10%) también aumentaron sus intercambios internacionales, mientras que Bogotá (el 36%) los redujo moderadamente.

III Revisión de literatura

Desde los años cincuenta se ha presentado un relativo interés por el estudio de los efectos regionales de la política monetaria, en especial, entre los investigadores de Estados Unidos. En efecto, uno de los primeros autores en trabajar este tema fue Scott,¹⁸ quien investigó la presencia de rezagos en la transmisión de la política monetaria desde la oficina de la Reserva Federal en Nueva York (donde se realizan las operaciones de mercado abierto) hacia las demás regiones de Estados Unidos; sus resultados mostraban que había cierto rezago en la transmisión de los choques monetarios a las regiones, y que esto hacía que ellas no respondieran de la misma manera a los incentivos del Banco Central. Sin embargo, Scott consideró que el desarrollo de ciertos elementos de los mercados de dinero regionales podía reducir paulatinamente el rezago. Entre tales elementos incluyó: el desarrollo del sistema bancario regional; el establecimiento del Sistema de la Reserva Federal con bancos regionales más activos en las operaciones de mercado abierto; el crecimiento de intermediarios financieros regionales con operaciones nacionales, y el aumento y la dispersión de la deuda federal.

Los estudios posteriores a Scott (1955) se centraron en identificar, en los mercados de dinero regionales, las posibles diferencias, tales como: las respuestas diferenciales de la actividad real regional a estímulos monetarios; el impacto regional de las operaciones de mercado abierto; el cálculo de multiplicadores monetarios regionales; la existencia de flujos financieros

¹⁸ Ira Scott, "The Regional Impact of Monetary Policy", en *Quarterly Journal of Economics*, VOL. 69, núm. 2, 1955.

regionales; las diferencias regionales en la elasticidad de la demanda de dinero a la tasa de interés y al ingreso; los diferenciales regionales en las tasas de interés, y las restricciones regionales al crédito. Rodríguez¹⁹ hizo una recopilación muy completa y minuciosa de estos documentos.

En los últimos años, el estudio sobre los efectos regionales de la política monetaria ha tomado un nuevo impulso dentro y fuera de Estados Unidos, a raíz de la creación de la Unión Monetaria Europea y del Banco Central Europeo, por un lado, y por la firma del Acuerdo de Libre Comercio de Norteamérica NAFTA, por el otro.

Para el caso europeo, y con ocasión de la conformación de la Zona Euro, Ramos *et al.*²⁰ consideraron importante analizar este tema atendiendo dos preocupaciones fundamentales sobre el uso de una política monetaria común en Europa: i) dada la existencia de cierto rezago en la transmisión de la política monetaria hacia las regiones, ¿sería eficiente el Banco Central Europeo en la reducción de la inflación y en el aumento del crecimiento económico de todos los países miembros al mismo tiempo? y, en caso de serlo, ¿cuánto tiempo le tomaría a este ente alcanzar los objetivos de política planeados por todas las naciones de la unión, sin generar inestabilidad macroeconómica entre las regiones en el proceso?; ii) debido a que los países asociados tienen diferentes estructuras productivas y financieras, y dada la libertad de intercambio y movimiento de factores dentro de la unión que permitiría la especialización de algunas regiones en ciertos tipos de industria, ¿podría ser la política monetaria común una herramienta de convergencia de los ciclos regionales o, por el contrario, ampliaría la divergencia en la actividad económica entre los países miembros?

En Norteamérica, en cambio, el interés por este tema renació desde la creación del NAFTA y de las negociaciones del Área de Libre Comercio de las Américas (ALCA). En efecto, la posibilidad futura de profundizar estos acuerdos de libre comercio mediante la constitución de una zona monetaria común ha llevado a realizar algunos estudios, basados especialmente en la teoría de las áreas monetarias óptimas. Por ello, Lalonde y St-Amant²¹ analizaron las

¹⁹ Rodríguez Fuentes, *op. cit.*

²⁰ Ramos, *et al.*, *op. cit.*

²¹ René Lalonde; Pierre St-Amant, "Áreas de moneda óptima: el caso de México y de Estados Unidos", en *Monetaria*, VOL. 18, núm. 4, Centro de Estudios Monetarios Latinoamericanos, octubre-diciembre de 1995.

respuestas de las regiones de Estados Unidos, Canadá y México a choques de oferta, demanda monetaria y no monetaria de magnitudes semejantes, desde el primer trimestre de 1973 y hasta el cuarto trimestre de 1991. Hallaron que las regiones de México respondían de manera diferente a las de Estados Unidos y Canadá, debido a que la variabilidad de la producción dependía más de choques de oferta que en el caso de los otros dos países. Así, mostraron que las respuestas de la economía mexicana a los diferentes tipos de choque no eran simétricas con las de Estados Unidos ni con las de Canadá.

Posteriormente, Dupasquier *et al.*²² realizaron ese mismo ejercicio para el caso de las regiones de Estados Unidos y Canadá por un lado, y para los países de la Unión Europea, por el otro. Encontraron que durante el período 1970-1995, los choques de las regiones canadienses y estadounidenses tenían una baja correlación, pero que su dinámica era simétrica, lo que quiere decir que los choques recibidos por cualquier región en alguno de esos dos países se transmitiría rápidamente a las demás regiones de las dos naciones. Para el caso de Europa hallaron baja correlación entre países y poca simetría entre ellos.

Sin embargo, los estudios antes mencionados no se concentraron directamente en analizar la existencia de efectos diferenciales de la política monetaria en la actividad económica de las regiones ni en sus causas. En cambio, Carlino y DeFina²³ investigaron las reacciones de ocho regiones de Estados Unidos frente a un choque de política monetaria, utilizando información correspondiente al periodo comprendido entre el primer trimestre de 1958 y el último trimestre de 1992. Encontraron que las regiones de New England, Mideast, Plains, Southeast y Farwest, que denominan región Central (*Core Region*) (Central),²⁴ responden de manera similar en magnitud y tiempo a

²² Chandal Dupasquier; René Lalonde; Pierre St-Amant, "Áreas monetarias óptimas según se aplican a Canadá y Estados Unidos", en *Monetaria*, VOL. 21, núm. 1, Centro de Estudios Monetarios Latinoamericanos, enero-marzo de 1998.

²³ Gerald Carlino; Robert DeFina, "Does Monetary Policy Have Differential Regional Effects?", en *Business Review*, Federal Reserve Bank of Philadelphia, marzo-abril de 1996; Gerald Carlino; Robert DeFina, "The Differential Regional Effects of Monetary Policy", en *The Review of Economics and Statistics*, VOL. LXXX, núm. 4, 1998.

²⁴ La participación en la producción total de Estados Unidos, en 1980, de estas regiones fue del 68% y su población representaba el 70% del total nacional. La definición de estas regiones está dada por el Bureau of Economic Analysis (BEA). Para mayor información vea la página de Internet www.bea.doc.gov.

como lo hace la Nación, mientras que las regiones de *Great Lakes*, Southwest y Rocky Mountain, región Periférica (*Non-core Region*), reaccionan de manera asimétrica a como lo hace el país. Hallaron que las regiones con mayor concentración industrial en el sector manufacturero y con mayor proporción de firmas pequeñas eran las más sensibles a choques de política monetaria.²⁵

En una aplicación de su trabajo al caso de Europa y utilizando los resultados obtenidos en el análisis de Estados Unidos, Carlino y DeFina²⁶ descubrieron que los países de la Unión Europea respondían de tres maneras diferentes al mismo choque monetario: i) Finlandia, Irlanda y España reaccionan en mayor magnitud al promedio; ii) Francia, Italia y Holanda responden con menor intensidad; y iii) Austria, Bélgica, Portugal, Alemania y Luxemburgo se comportan como el promedio de la Unión. Este resultado indicaría que la política del banco Central Europeo, encaminada a reducir la inflación, generaría mayores costos en términos de variabilidad del producto en unas regiones que en otras. Finalmente, estos autores afirmaron que, a diferencia de Estados Unidos, la política monetaria común podría generar disparidades en políticas de estabilización de la actividad económica entre regiones porque los mecanismos de ajuste, como la migración y las transferencias fiscales federales entre los miembros de la Unión son casi inexistentes o enfrentan barreras en su aplicación.

De Lucio e Izquierdo²⁷ analizaron los efectos de una política monetaria en las provincias españolas. Utilizando datos de empleo regional entre 1978 y 1998, tasas de inflación regionales y agregados monetarios, los investigadores encontraron evidencia de diferencias significativas entre las respuestas de las provincias a un choque monetario común; mostraron que las respuestas diferenciales estaban relacionadas positivamente con la importan-

²⁵ Carlino y DeFina han realizado otros análisis sobre cómo afecta la política monetaria a los estados de la unión americana. Sin embargo, sus resultados no son muy diferentes a los de los trabajos mencionados. Véase Gerald Carlino y Robert DeFina, "The Differential Regional Effects of Monetary Policy: Evidence from the U.S. States", *Documento de trabajo*, núm. 97-12, Federal Reserve Bank of Philadelphia, septiembre de 1997; Gerald Carlino; Robert DeFina, "Do States Respond Differently to Changes in Monetary Policy?", en *Business Review*, Federal Reserve Bank of Philadelphia, julio-agosto de 1999.

²⁶ Gerald Carlino; Robert DeFina, "Monetary Policy and the U.S. States and Regions: Some Implications for European Monetary Union", *Documento de trabajo*, núm. 98-17, Federal Reserve Bank of Philadelphia, julio de 1998.

²⁷ De Lucio; Izquierdo, *op. cit.*

cia del sector manufacturero en la producción regional, así como con la proporción de trabajadores de la región vinculados a negociaciones colectivas de salarios y con el grado de apertura de la región. En cambio estaban relacionadas negativamente con la proporción de grandes empresas y con la ausencia de restricciones de crédito en el total de empresas de la región.

Ramos *et al.*²⁸ desarrollaron un indicador sintético para medir los efectos de la política monetaria común en las regiones españolas. Este indicador por región estaba conformado no sólo por el peso de los sectores industrial y de la construcción en la producción regional, sino, además, por la concentración del crédito privado y el tamaño de las empresas. Los autores encontraron que Extremadura, Castilla-La Mancha, Murcia, Aragón, Baleares, La Rioja, Navarra y el noroeste de España eran las regiones que más respondían a un choque monetario, mientras que Madrid, Castilla-León, Andalucía, Canarias, País Vasco, Cataluña y la Comunidad valenciana reaccionaban en menor grado que el promedio nacional. Sin embargo, no se precisaron las causas de las diferentes respuestas de las regiones españolas.

Finalmente, Georgopoulos²⁹ realizó el mismo ejercicio para las provincias canadienses. Con información mensual de empleo en las provincias descubrió que Manitoba, Saskatchewan y Alberta respondían de manera significativa a un choque de política monetaria común, mientras que las reacciones de Quebec y Ontario eran poco significativas. A diferencia de los resultados de los trabajos antes mencionados, sus resultados no mostraron que las regiones con mayor concentración industrial presentaran reacciones de mayor magnitud. Por este motivo consideró que sus resultados no eran concluyentes.

IV Metodología

Con el fin de medir los efectos de la política monetaria a nivel regional en Colombia se estimaron ocho sistemas de vectores autorregresivos (VAR), uno con la información nacional y uno para cada una de las siete áreas metropolitanas.

Un sistema de vectores autorregresivos VAR es un tipo de modelación en el cual el comportamiento de cada variable incluida es explicado por su histo-

²⁸ Ramos, *et al.*, *op. cit.*

²⁹ Georgopoulos, *op. cit.*

ria, por la conducta histórica de las demás variables y por un término de error estocástico. Así, todas las variables contenidas en el VAR son endógenas, es decir, que todas dependen entre sí de la historia de todo el sistema, y además pueden recibir choques aleatorios exógenos a través del término de error.

Para este caso particular, cada sistema VAR incluyó tres variables, a saber: la tasa de crecimiento del ingreso real regional, la tasa de crecimiento de la inflación anual de la región y la tasa de crecimiento de la base monetaria. La primera variable es un indicador de la actividad económica en la región, que mide los ingresos recibidos por el uso de los factores productivos de la región (capital y trabajo), por lo cual es una *proxy* del comportamiento del sector productivo regional. La segunda variable mide la evolución de los precios en la región, mientras que la última variable se emplea como un indicador de la política monetaria del Banco Central.

De esta manera, suponga que el vector X_{it} contiene las variables del sistema para la región i :³⁰

$$X_{it} = \begin{bmatrix} \Delta IRR_{it} \\ \Delta \pi_{it} \\ \Delta Base_t \end{bmatrix} \quad (1)$$

donde ΔIRR_{it} es la tasa de crecimiento del ingreso real regional para la región i ; $\Delta \pi_{it}$ es la tasa de crecimiento de la inflación anual de la región i ; y $\Delta Base_t$ es la tasa de crecimiento de la base monetaria. Así, el sistema VAR estimado para la región i se puede representar como:

$$X_{it} = \begin{bmatrix} \Delta IRR_{i,t} \\ \Delta \pi_{i,t} \\ \Delta Base_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} v_1 \\ v_2 \\ v_3 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \omega_{11} & \omega_{12} & \omega_{13} \\ \omega_{21} & \omega_{22} & \omega_{23} \\ \omega_{31} & \omega_{32} & \omega_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} DQ1 \\ DQ2 \\ DQ3 \end{bmatrix} + \sum_{j=1}^p \begin{bmatrix} \phi_{11,j} & \phi_{12,j} & \phi_{13,j} \\ \phi_{21,j} & \phi_{22,j} & \phi_{23,j} \\ \phi_{31,j} & \phi_{32,j} & \phi_{33,j} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta IRR_{i,t-j} \\ \Delta \pi_{i,t-j} \\ \Delta Base_{t-j} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{1,t} \\ e_{2,t} \\ e_{3,t} \end{bmatrix}$$

$$X_{i,t} = V + \Omega DQ + \sum_{j=1}^p \Phi_j X_{i,t-j} + e_t \quad (2)$$

³⁰ Como se comentó antes, las regiones consideradas en la estimación de los sistemas VAR fueron la Nación y las áreas metropolitanas de Bogotá, Medellín, Cali, Barranquilla, Bucaramanga, Manizales y Pasto.

donde V es un vector que contiene los interceptos de cada ecuación (v_1, v_2 y v_3); DQ es un vector de variables *dummy* estacionales centradas³¹ ($DQ1, DQ2$ y $DQ3$); e_t es un vector de errores (e_1, e_2 y e_3); Ω y Φ_j son matrices de coeficientes a estimar, y p es el número de rezagos del modelo. En particular, Φ_j tiene los coeficientes que relacionan cada una de las variables con el comportamiento histórico del sistema.

Para la evaluación de los efectos en cada región de la política monetaria se estimó la reacción del ingreso regional frente a un impulso proveniente del Banco Central y asociado con un choque en la tasa de crecimiento de la base monetaria, lo cual exige imponer algunas restricciones que permitan identificar los orígenes de los choques asociados con las variables y calcular las funciones de impulso-respuesta del sistema.³² De manera similar a como lo hicieron De Lucio e Izquierdo,³³ se impusieron las siguientes restricciones:

$$\begin{bmatrix} e_{1,t} \\ e_{2,t} \\ e_{3,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ a & 1 & 0 \\ b & c & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \mu_{IRR,t} \\ \mu_{\pi,t} \\ \mu_{Base,t} \end{bmatrix} \quad \text{Para } t=1, 2, \dots, \infty \quad (3)$$

donde $\mu_{IRR,t}$ es el choque asociado con el ingreso real regional; $\mu_{\pi,t}$ es el choque relacionado con la inflación; $\mu_{Base,t}$ es el choque de origen monetario; y a, b y c son coeficientes que se van a estimar, diferentes de cero.

³¹ Debido a que se utiliza información trimestral, las variables pueden tener algún tipo de comportamiento estacional. Por ejemplo, la base monetaria presenta saltos en el segundo y cuarto trimestre de cada año debido a que el Banco Central ofrece mayor liquidez al mercado monetario, para facilitar el aumento de la demanda en el periodo de vacaciones y de fin de año. Para capturar este tipo de comportamientos se incluyeron en el VAR las variables *dummy* estacionales centradas. Estas variables tienen un salto en el trimestre en que se presenta la estacionalidad, y la suma de los valores para cada año es igual a cero, con el fin de no alterar la distribución de probabilidad del sistema. Por ejemplo, la variable *dummy* estacional $DQ1$ tiene un valor de 0,75 en el segundo trimestre del año y -0,25 en los demás trimestres; $DQ2$ es igual a 0,75 en el tercer trimestre y -0,25 en los demás, y $DQ3$ tiene un valor de 0,75 en el cuarto trimestre y -0,25 en los demás.

³² La estimación de la ecuación (2) produce errores estocásticos que presentan correlación contemporánea entre ellos. Para realizar un análisis de impulso-respuesta del sistema es necesario hacer que sus errores sean ortogonales (no correlacionados), lo que implica imponer algún tipo de restricción en la relación de corto y/o de largo plazo de las variables del sistema. En este caso se impusieron restricciones de corto plazo utilizando una matriz de Choleski calculada a partir de la matriz de varianza covarianza de los errores del modelo. Para mayores detalles véase George Judge *Et al.*, *Introduction to the Theory and Practice of Econometrics*, 2ª edic., Wiley Editors, 1988, cap.18; Walter Enders, *Applied Econometric Time Series*, Wiley Editors, 1995, cap 5.

³³ De Lucio; Izquierdo, *op. cit.*

Los supuestos principales para la imposición de estas restricciones contemporáneas son:

a. Ninguna variable tiene un efecto contemporáneo en el ingreso real de la región *i*.

b. Debido a las rigideces de precios en el corto plazo, la política monetaria no tiene efectos contemporáneos sobre la inflación regional, pero los choques asociados con el ingreso (choques de oferta regional) sí los tienen.

c. La política monetaria está afectada por los choques contemporáneos de las demás variables, es decir que ésta se acomoda a cambios en las condiciones de la economía.³⁴

Sin embargo, una de las deficiencias en la medición de los efectos regionales por medio de la metodología descrita antes es que no se tienen en cuenta las posibles relaciones contemporáneas existentes entre las regiones. En efecto, al estimar un sistema VAR para cada región, se supone que ellas son como “pequeñas economías aisladas” que no tienen entre sí, por ejemplo, ningún contacto comercial ni financiero, un supuesto poco realista.

En consecuencia, para incluir la posible existencia de estas correlaciones entre regiones se realizó un modelo de regresiones aparentemente no correlacionadas (SUR). Esta técnica se caracteriza por estimar en forma simultánea varias ecuaciones y por considerar la posible existencia de relaciones contemporáneas entre éstas que se reflejan en el término de error. Así, al incluir dicha información en el proceso de estimación, este último es más eficiente.³⁵

Este modelo SUR estuvo constituido por las ecuaciones de la tasa de crecimiento del ingreso real regional estimadas para cada uno de los sistemas VAR regionales, más las variables de inflación regional y de base monetaria contemporáneas. Es decir, en cada sistema VAR se estimó una ecuación de la tasa de crecimiento del ingreso real regional explicada por rezagos de ella misma y por rezagos de la tasa de crecimiento de la inflación regional y de la base

³⁴ También se intentó estimar sistemas de VAR estructural tipo Blanchard y Quah (1989) para cada región, en los cuales se imponen restricciones de largo plazo. Sin embargo, sus resultados no fueron congruentes con la teoría económica, por lo cual no se tuvieron en cuenta para el análisis.

³⁵ Cuando dos o más ecuaciones tienen algún tipo de correlación contemporánea a través del término de error, la estimación mediante un modelo SUR permite minimizar la varianza de los errores en comparación con una estimación por OLS. Así, la estimación del sistema es más eficiente. Para mayores detalles véase George Judge, et al, *op. cit.*, cap 11.

monetaria. En el SUR, estas ecuaciones son reestimadas conjuntamente y adicionalmente se incluyen, como variables explicativas, la tasa de crecimiento de la inflación y de la base monetaria contemporánea. De esta manera, el modelo SUR se puede representar como:

$$\begin{bmatrix} \Delta IRR_{Bogotá,t} \\ \Delta IRR_{Medellín,t} \\ \Delta IRR_{Cali,t} \\ \Delta IRR_{Biquilla,t} \\ \Delta IRR_{Bimanga,t} \\ \Delta IRR_{Manizales,t} \\ \Delta IRR_{Pasto,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} X_{Bogotá} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & X_{Medellín} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & X_{Cali} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & X_{Biquilla} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & X_{Bimanga} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & X_{Manizales} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & X_{Pasto} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta_{Bogotá} \\ \beta_{Medellín} \\ \beta_{Cali} \\ \beta_{Biquilla} \\ \beta_{Bimanga} \\ \beta_{Manizales} \\ \beta_{Pasto} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_1 \\ e_2 \\ e_3 \\ e_4 \\ e_5 \\ e_6 \\ e_7 \end{bmatrix} \quad (4)$$

Cada matriz X_i está conformada por las variables explicativas de la ecuación de ingreso de la región i :

$$X_i = [J, DQ1, DQ2, DQ3, \Delta IRR_{i,t-1}, \dots, \Delta IRR_{i,t-p}, \Delta \pi_{i,t}, \Delta \pi_{i,t-1}, \dots, \Delta \pi_{i,t-p}, \Delta Base_t, \Delta Base_{t-1}, \dots, \Delta Base_{t-p}]$$

donde J es un vector de unos. Adicionalmente, β_i contiene los coeficientes SUR que se van a estimar para la región i , y e_i representa los errores de estimación para cada ecuación i .

Inicialmente, para calcular la reacción de cada una de las regiones a un cambio en la política monetaria se supuso que, en un momento, todas las tasas de crecimiento incluidas en el sistema eran iguales a cero. Posteriormente se simuló un crecimiento de una desviación estándar en la base monetaria durante un período, manteniendo constante todo lo demás. Finalmente, se calculó la trayectoria del ingreso de cada región generada por dicha variación.

V Estimación y resultados

a. Base de datos

Para la construcción de los sistemas VAR nacional y regionales, y para el diseño del modelo SUR se utilizó información trimestral de ingresos reales y de inflación anual para cada una de las siete áreas metropolitanas: Bogotá,

Medellín, Cali, Barranquilla, Bucaramanga, Manizales y Pasto. Adicionalmente se utilizó la base monetaria trimestral, como indicador de la política monetaria.

Debido a la inexistencia de series de PIB regional con periodicidad trimestral, se utilizaron los ingresos reales regionales como variable de actividad económica. La fuente de información fue la Encuesta Nacional de Hogares del DANE, de la cual se obtuvieron los ingresos totales mensuales con imputación para cada región, que fueron deflactados por el IPC de la ciudad correspondiente para obtener el ingreso real. Para el ejercicio se denominó como ingreso real nacional la suma de los ingresos nominales de las siete áreas metropolitanas deflactados por el IPC nacional.

La tasa de inflación anual regional fue construida utilizando el IPC de fin de trimestre para cada una de las siete áreas metropolitanas. El periodo base es diciembre de 1998, y la fuente de información es el DANE. Por otro lado, se utilizó la serie de base monetaria de fin de trimestre calculada por el Banco de la República. El periodo de muestra que se consideró va desde el primer trimestre de 1984 hasta el cuarto trimestre de 2000 (68 observaciones).

b. Pruebas de raíz unitaria

Dado que para la estimación de los sistemas VAR es necesario que las variables que se van a relacionar sean estacionarias, se realizaron las pruebas de Dickey-Fuller Aumentada y de KPSS para las series del ingreso real regional y de base monetaria (en logaritmo), y para la serie de la inflación regional. También se hicieron las pruebas para la primera diferencia de estas series.

Estas pruebas permiten estimar si los choques estocásticos tienen un efecto permanente en la trayectoria temporal de la variable o si, por el contrario, su efecto se diluye en el tiempo y la variable recobra su trayectoria original. Así, si un choque estocástico afecta de manera permanente el comportamiento de la variable se dice que ésta presenta raíz unitaria, mientras que si el choque sólo genera un cambio temporal en su dinámica, ésta es estacionaria.

El anexo 1 contiene los resultados de estas pruebas. Se encontró que las series en niveles de los ingresos reales regionales presentan raíz unitaria, así como que las tasas de inflaciones regionales y la base monetaria. Por otro lado, sus diferencias son estacionarias.

c. Prueba de cointegración

Después de realizar las pruebas de raíz unitaria, se procedió a practicar un análisis de cointegración, el cual permite determinar la existencia de relaciones de equilibrio de largo plazo entre las variables del sistema.

Cuando dos o más variables no estacionarias están unidas en una relación de equilibrio estable de largo plazo, éstas tenderán a moverse juntas en el tiempo. Sin embargo, en el corto plazo, podrían responder de distintas maneras a un mismo choque, pero dichas reacciones se diluyen en el tiempo y el sistema tiende por sí mismo a regresar al equilibrio. Cuando las variables presentan la dinámica descrita se dice que están cointegradas.

Para el análisis de cointegración se consideraron tres tipos de modelos diferentes: i) el modelo 2 o *cimean*, en el cual se incluye una constante en el vector de cointegración, pero no existe tendencia lineal en las variables en niveles, ni dentro del vector de cointegración; ii) el modelo 3 o *drift*, en el cual se incluye una constante en el modelo no restringido pero no en el vector de cointegración, y iii) el modelo 4 o *cidrift*, en el cual se especifica la presencia de una tendencia lineal en el vector de cointegración, pero no para el caso de las variables en diferencias. En el anexo 2 se especifica la metodología de estimación y los resultados de las pruebas.³⁶

Se realizaron ocho pruebas de cointegración: una con información nacional y siete más, una por cada una de las siete áreas metropolitanas. En cada modelo se incluyeron: el logaritmo natural del ingreso real regional, la tasa de inflación anual de la región y el logaritmo natural de la base monetaria.

Los resultados muestran que a nivel nacional el ingreso real, la tasa anual de inflación y la base monetaria no están cointegradas, lo mismo ocurre para Medellín, Cali y Barranquilla. También se encontró que la tasa de inflación estaba excluida del vector de cointegración de Bogotá y que el modelo VEC

³⁶ Existen otros tipos de modelos: el modelo 1 o *none*, que no tiene en cuenta la existencia de ningún elemento determinístico en el sistema, y el modelo 5, que incluye una tendencia cuadrática en el sistema. Sin embargo, como comenta R. Harris, (1995), existen pocos casos donde se dé una relación cuadrática entre variables económicas, y pocos casos en que no haya ningún elemento determinístico en el sistema. En consecuencia, como recomienda este autor, se tuvieron en cuenta solamente los modelos mencionados. La nomenclatura utilizada se basa en R. Harris, *Using Cointegration Analysis in Econometric Modelling*, Prentice Hall, 1995, y en H. Hansen; Katarina Juselius, *CATS in RATS. Cointegration Analysis of Time Series*, Institute of Economics University of Copenhagen, Estima, 1995.

estimado para Pasto presentaba problemas de autocorrelación.³⁷ Finalmente, se encontró evidencia de cointegración para Bucaramanga y Manizales, aunque no es claro que este hallazgo pueda explicarse con base en la teoría económica correspondiente. *En conclusión, hay evidencia para rechazar la existencia de cointegración del ingreso real, la tasa de inflación anual y la base monetaria tanto a nivel nacional como regional.*³⁸

d. Estimación y resultados de los sistemas VAR regionales

Después de la prueba de cointegración se estimaron ocho sistemas VAR, uno con información nacional y siete más, uno por cada área metropolitana. En cada modelo VAR se incluyeron la primera diferencia del logaritmo natural del ingreso real regional, la primera diferencia de la tasa anual de inflación regional y la primera diferencia del logaritmo natural de la base monetaria. Además se incluyeron variables *dummy*, con el fin de captar la estacionalidad de las variables incluidas en cada sistema.

En la elección del número de rezagos de cada VAR se tuvieron en cuenta los criterios de Akaike, Schwartz y Hanna-Quinn.³⁹ Para la estimación, se escogió el número de rezagos que minimizara estos criterios y donde se hallaran condiciones óptimas de los residuales (normalidad multivariada y no autocorrelación). En casi todos los casos, el rezago óptimo para estimar fue cuatro, con excepción de Pasto. El anexo 3 contiene estos resultados.

Posteriormente, se estimaron las funciones de impulso-respuesta⁴⁰ de los sistemas VAR nacional y regionales, usando la ecuación 3. En particular, se

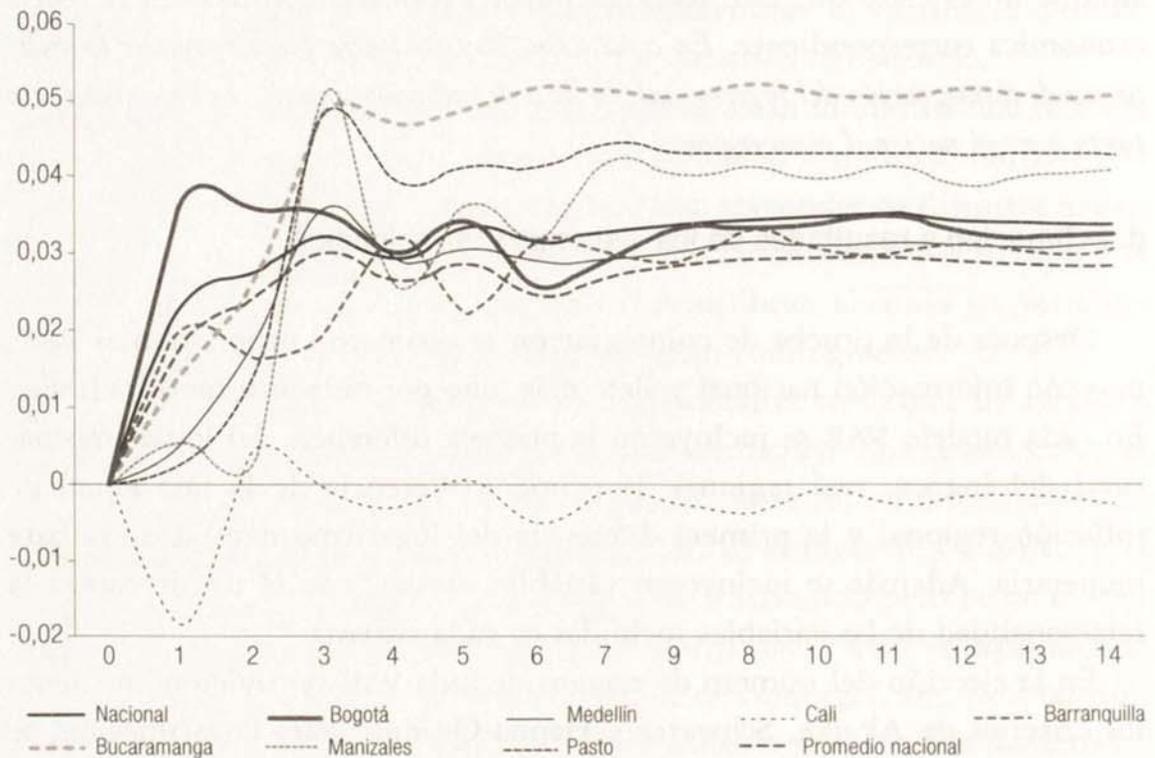
³⁷ Para Pasto, el modelo VEC estimado presentaba problemas de autocorrelación. Al agregar rezagos para solucionarlo, el vector de cointegración no se mantenía.

³⁸ Es posible que este resultado se deba a la existencia de variables excluidas que puedan explicar la dinámica del sistema (por ejemplo, el gasto fiscal nacional y local en las regiones) que no se han tenido en cuenta en el análisis.

³⁹ Estos son criterios de selección de rezagos en modelos autorregresivos, los cuales ayudan al investigador a encontrar uno o varios modelos que minimicen la suma de los residuales al cuadrado, pero que garanticen la no pérdida innecesaria de información (por ejemplo, grados de libertad). Así, permiten hallar el modelo más parsimonioso, es decir, que con el menor número de coeficientes a estimar, logre el mayor grado de ajuste al proceso generador de datos analizado. Para mayores detalles véase Walter Enders, *op. cit.*, p. 88.

⁴⁰ Las funciones de impulso-respuesta muestran la trayectoria temporal que seguirán las variables incluidas en el sistema VAR después de un choque externo (representado en un cambio en los términos de error del modelo).

Gráfico 2. Respuesta acumulada del ingreso real regional frente a un impulso de política monetaria. Sistema VAR*



*Reacción del ingreso real regional frente a un choque de una desviación estándar del error asociado a la primera diferencia del logaritmo natural de la base monetaria.
FUENTE: Cálculos del autor.

calcularon las respuestas de la tasa de crecimiento de los ingresos reales nacional y regionales frente a un choque de una desviación estándar en la tasa de crecimiento de la base monetaria. El gráfico 2 presenta las reacciones acumulativas del ingreso nacional y regionales frente a un impulso de política monetaria. Además, se calculó la reacción "promedio nacional" de las siete áreas metropolitanas (promedio nacional) para cual se utilizó como ponderador la participación del empleo de cada ciudad en el total del empleo de las siete ciudades.

Como se observa en el gráfico 2, Bucaramanga es la ciudad que muestra la mayor reacción frente a un choque de política monetaria, seguida por Pasto y Manizales. Por otro lado, Bogotá, Medellín y Barranquilla responden de manera similar a la Nación y al promedio nacional. Finalmente, Cali responde negativamente al choque monetario, y se estabiliza cerca al cero.

En cuanto a la velocidad de reacción, Bogotá es la ciudad que responde más rápido, pues llega a su cima después de un trimestre, mientras que Barranquilla es la ciudad más lenta, ya que alcanza la cima después de cuatro trimestres. En promedio, las ciudades alcanzan su mayor reacción tres trimestres después del choque.

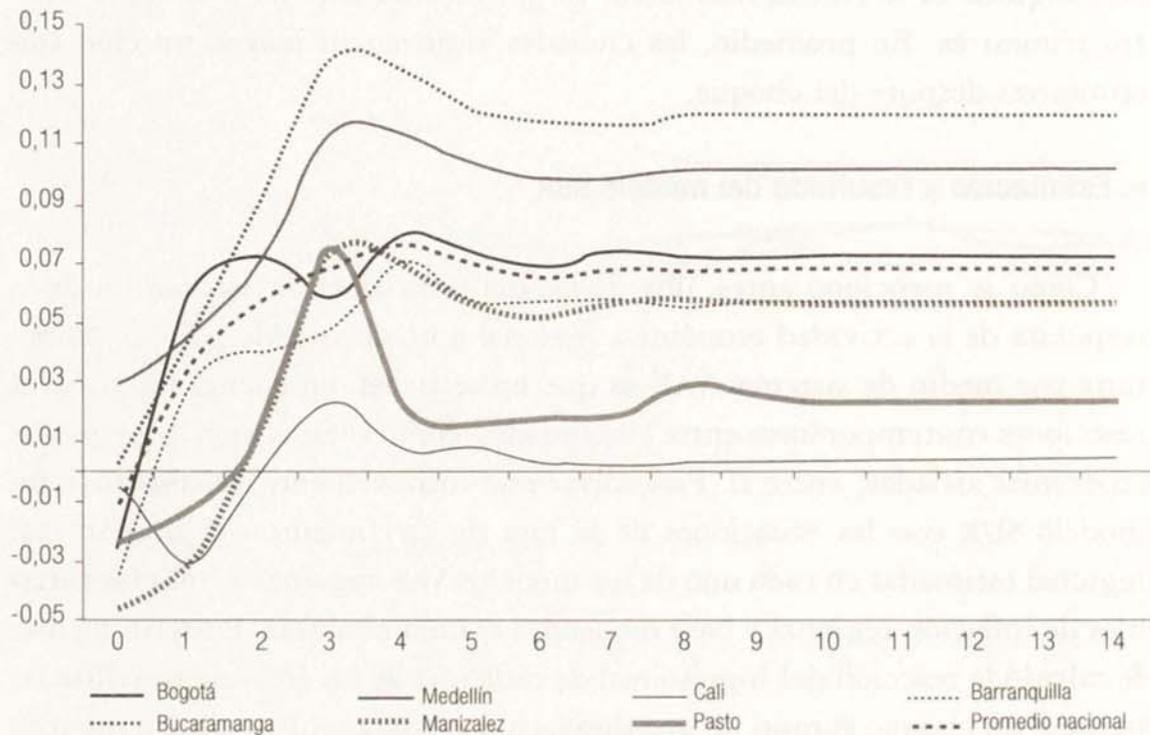
e. Estimación y resultado del modelo SUR

Como se mencionó antes, una de las deficiencias en la estimación de la respuesta de la actividad económica regional a un choque de política monetaria por medio de sistemas VAR es que no se tienen en cuenta las posibles reacciones contemporáneas entre las ciudades, como si éstas fueran "pequeñas economías aisladas" entre sí. Para salvar este inconveniente, se construyó un modelo SUR con las ecuaciones de la tasa de crecimiento del ingreso real regional estimadas en cada uno de los modelos VAR regionales, más las variables de inflación regional y base monetaria contemporáneas. Posteriormente, se calculó la reacción del ingreso real de cada una de las áreas metropolitanas frente a un choque común de una desviación estándar en la primera diferencia del logaritmo natural de la base monetaria. El gráfico 3 presenta los resultados de este ejercicio.⁴¹

En el gráfico 3 se observa nuevamente que la ciudad que más reacciona frente a un choque de política monetaria es Bucaramanga. También se observa que Bogotá y Barranquilla se comportan de manera similar al promedio nacional y que Cali, que responde negativamente, se estabiliza alrededor de cero. Sin embargo, se encontró que Medellín reacciona más que el promedio

⁴¹ Para utilizar un modelo SUR es necesario determinar si los residuales de las ecuaciones del sistema presentan correlación contemporánea. Para ello, primero se estimaron las ecuaciones de ingreso de cada área metropolitana por mínimos cuadrados ordinarios. Posteriormente se realizó la prueba de correlación contemporánea de Breusch-Pagan con los residuales de cada ecuación. La hipótesis nula de esta prueba es que no existe correlación contemporánea, y la alterna, que sí existe esta correlación. El valor del estadístico fue 53,16 con un valor crítico de 32,67 (chi-cuadrado con 21 grados de libertad y el 5% de significancia). Por otro lado se hizo el mismo ejercicio con los residuales de la ecuación de ingreso de cada modelo VAR estimado, y el valor del estadístico fue 76 con un valor crítico de 32,67. En consecuencia, se rechazó la hipótesis nula de no correlación contemporánea y se procedió a estimar el modelo SUR (los resultados de la estimación no se muestran pero están a disposición del lector). Para mayores detalles sobre la prueba véase George Judge *et al.*, *op. cit.*, p. 456.

Gráfico 3. Respuesta acumulada del ingreso real regional frente a un impulso de política monetaria. Modelo SUR*



*Respuesta simulada del ingreso real regional después de un cambio de una desviación estándar en la primera diferencia del logaritmo natural de la base monetaria.

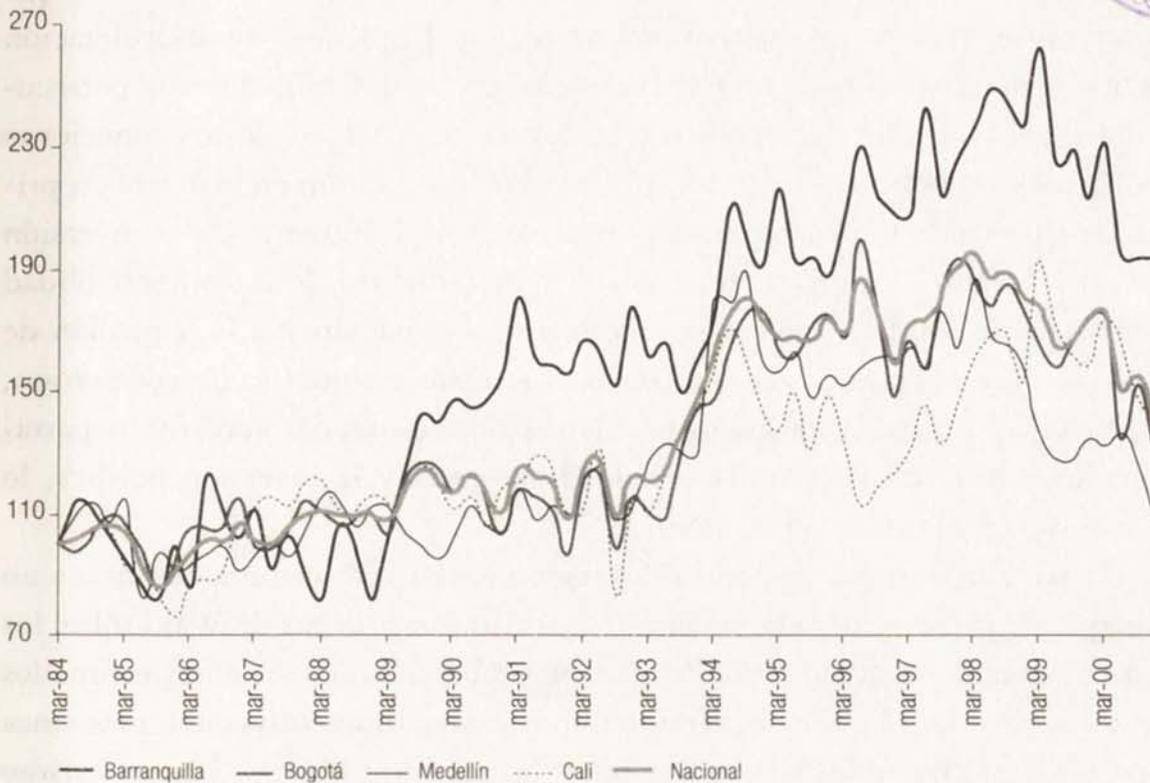
FUENTE: Cálculos del autor.

nacional; que Manizales se acerca al comportamiento promedio; y que Pasto responde en menor magnitud, comparado con los resultados de los sistemas VAR.

Por otro lado, se halló nuevamente que Bogotá es la ciudad que responde de manera más rápida a un incentivo monetario (un trimestre después); que Barranquilla lo hace más lentamente (cuatro trimestres después), y que, en promedio, las ciudades alcanzan su máxima reacción después de tres trimestres de ocurrido el incentivo.

A pesar de que la producción del área metropolitana de Cali (Cali-Yumbo) representa el 13,5% del PIB nacional y que es el tercer mercado más grande del país, los resultados de los dos ejercicios empíricos muestran que la reacción de esta ciudad a un choque de política monetaria se aparta de la respuesta de las demás regiones. Este resultado puede estar relacionado con la conducta diferente que el ingreso real de esta ciudad siguió entre 1994 y 2000,

Gráfico 4. Ingreso real de Bogotá, Medellín, Cali, Barranquilla y la Nación (Marzo de 1984=100)



Ingreso real regional base diciembre de 1998. Para que los niveles fueran comparables, cada serie se normalizó por su valor inicial (marzo de 1984).
FUENTE: DANE, Encuesta Nacional de Hogares y cálculos del autor.

causada por sus choques idiosincrásicos en el mismo periodo. En efecto, el gráfico 4 ilustra el ingreso real regional para las ciudades de Bogotá, Medellín, Cali y Barranquilla, y para el total nacional. Para hacer comparables los niveles de ingreso, las series se normalizaron por su observación inicial (primer trimestre de 1984). Así se puede observar que el ingreso de Bogotá, Medellín, Cali, Barranquilla y el nacional crecieron de manera similar entre 1984 y 1993 (el 5,6%; el 5,7%; el 6,3%; el 7,8% y el 5,7%, respectivamente). Sin embargo, entre 1994 y 1996, el ingreso de Cali cayó en un 9,2% promedio anual y el de Medellín en un 2,4%, mientras que Bogotá, Barranquilla y la Nación crecieron en el 7,4%, el 7% y el 3,5% anual, respectivamente. Finalmente, entre 1997 y 2000, Cali aceleró su ritmo de crecimiento (el 5,8% anual) frente a Bogotá, Medellín, Barranquilla y la Nación (el -3,7%, el -4,2%, el -0,2% y el -2,6%, respectivamente).

De acuerdo con Guzmán *et al.*,⁴² este comportamiento del ingreso en Cali es el resultado de una combinación de choques nacionales y regionales que afectaron el sistema productivo de esta región. El proceso de desaceleración económica de 1996 se dio con anterioridad en Cali, debido a que la persecución a los capos del narcotráfico y la destrucción parcial de sus conexiones políticas y económicas desde 1994, generó una reducción en la inversión privada. Esta caída fue compensada, en parte, por el aumento de la inversión pública local y, posteriormente, por el mejoramiento de la competitividad del sector exportador, gracias a una mayor devaluación y a la reducción de tasas de interés en 1997. Sin embargo, la recesión económica de 1998-1999, la crisis del sistema UPAC y los problemas financieros del gobierno departamental y local contrajeron la demanda agregada y la inversión pública, lo cual estancó su actividad económica.

Finalmente, para corroborar si las regiones tienen reacciones distintas a un choque de política monetaria común se realizaron pruebas de Wald sobre los coeficientes del modelo SUR. Primero se probó si los coeficientes estimados que acompañan a la tasa de crecimiento de la base monetaria contemporánea son iguales o no en las siete ecuaciones. En segundo lugar se hizo el mismo ejercicio para los coeficientes de la tasa de crecimiento de la base monetaria rezagada, de uno a cuatro periodos. El tercer paso fue la evaluación de si todas las restricciones del primer y segundo paso se daban simultáneamente. Y finalmente se examinó si la suma de los coeficientes que acompañan la base monetaria contemporánea y rezagada son iguales en las siete ecuaciones. El cuadro 3 muestra los resultados del ejercicio.

Como se observa en el cuadro 3 sólo existe evidencia para rechazar la hipótesis de igualdad en los coeficientes estimados que acompañan la base monetaria rezagada un período. En los demás casos no existe evidencia que permita concluir que los ingresos de las regiones respondan de manera diferente a un choque común de política monetaria. En consecuencia se puede concluir que las regiones colombianas no presentan reacciones diferentes ante las acciones de la autoridad monetaria. Esto significa que, a pesar de las diferencias en la mezcla industrial, en el tamaño de las empresas y en el grado de

⁴² Álvaro Guzmán; Jaime Escobar; Jorge Hernández; Carlos Ortiz, "Coyuntura socio-económica regional", en *Anuario de investigaciones 2001*, Cidse, Universidad del Valle, octubre de 2001.

Cuadro 3. Prueba de Wald sobre los coeficientes de la Base Monetaria

Hipótesis nula	Estadístico F			Estadístico Chi cuadrado		
	Valor	Grado de libertad	p-value	Valor	Grado de libertad	p-value
1. Coeficientes Base monetaria contemporánea iguales	1,99	(6,307)	0,0662	11,97	6	0,0627
2. Coeficientes Base monetaria rezagada un periodo iguales*	3,97	(6,307)	0,0008	23,84	6	0,0006
3. Coeficientes Base monetaria rezagada dos periodos iguales	0,57	(6,307)	0,7535	3,42	6	0,7539
4. Coeficientes Base monetaria rezagada tres periodos iguales	1,61	(6,307)	0,1439	9,66	6	0,1398
5. Coeficientes Base monetaria rezagada cuatro periodos iguales	0,67	(6,307)	0,6732	4,03	6	0,6732
6. Hipótesis 1, 2, 3, 4 y 5 se dan al mismo tiempo**	1,33	(29,307)	0,1223	38,68	29	0,1080
Suma coeficientes Base monetaria iguales***	1,78	(6,307)	0,1032	10,66	6	0,0993

* En pruebas posteriores se encontró que la base monetaria rezagada un periodo tiene un efecto significativamente diferente solamente en Bogotá, en concordancia con la respuesta rápida de esta ciudad a un choque de política monetaria. En efecto, al excluir el coeficiente de Bogotá de esta prueba de igualdad se halló un estadístico F de 1,87 (p-value de 0,099) y un estadístico chi cuadrado de 9,36 (p-value de 0,095). En otros ejercicios, al excluir el coeficiente de otras ciudades (e incluyendo el de Bogotá) siempre se rechazó la hipótesis nula de igualdad de coeficientes.

** Se excluye de la prueba el coeficiente de la base monetaria rezagada un periodo para Bogotá.

*** Se incluye en la prueba el coeficiente de la base monetaria rezagada un periodo para Bogotá.

FUENTE: Cálculos del autor.

apertura entre regiones, *la política monetaria no es una fuente de divergencia en los ciclos económicos regionales.*

VI Conclusiones

En este documento se analizaron los efectos regionales de la política monetaria. Con información trimestral entre 1984 y 2000 de los ingresos reales de las áreas metropolitanas de Bogotá, Medellín, Cali, Barranquilla, Bucaramanga, Manizales y Pasto; con la tasa anual de inflación de estas ciudades, y con la base monetaria como variable indicadora de política monetaria se estimaron ocho sistemas VAR (uno con información nacional y siete más, uno por cada área metropolitana) y un modelo SUR. Con estos modelos se calcularon las respuestas de esas regiones a un choque de política monetaria.

Los resultados muestran que en el caso colombiano no existe evidencia estadística para rechazar la hipótesis de reacciones iguales de las regiones frente a un choque monetario común, a pesar de las diferencias regionales en la mezcla industrial, en el tamaño de las empresas y en el grado de apertura. Es decir, que aunque se encontró que Bucaramanga era la ciudad que más reaccionaba frente a un impulso monetario; que Bogotá y Barranquilla se comportan como la Nación; que Medellín, Manizales y Pasto tienen diferentes comportamientos, y que Cali es la región menos sensible, también se halló que dichas respuestas no son estadísticamente diferentes y que las regiones responden de la misma manera a un choque de política monetaria común.

Este resultado significa que las acciones de la autoridad monetaria no son, en Colombia, una fuente de divergencia en los ciclos económicos de las regiones. Así, por ejemplo, los costos en términos de actividad económica de un programa de reducción de la inflación serán compartidos por todas las regiones, sin que ninguna pague por ello un mayor o menor precio que las demás. También implica que todas las regiones se beneficiarían en la misma proporción de una expansión monetaria. Por lo tanto, los planes de estabilización económica mediante la política monetaria no llevarían a resultados diferentes entre las regiones del país.

Anexos

Anexo 1. Pruebas de Raíz Unitaria. Ingreso real regional, inflación regional y base monetaria
Cuadro A1: Resultados de Pruebas de Raíz Unitaria

Variable	Dickey-Fuller Aumentado			KPSS		Conclusión	
	Estadístico	VC(5%)	L-B	Resultado	Estadístico		VC(5)
Log IRR Nacional	τ : -1,412	-2,90	0,41	R. unitaria	η : 0,8365	0,463	R. unitaria
Log IRR Bogotá	τ : -1,265	-2,91	0,32	R. unitaria	η : 0,7904	0,463	R. unitaria
Log IRR Medellín	τ : -1,459	-2,90	0,31	R. unitaria	η : 0,6884	0,463	R. unitaria
Log IRR Cali	τ : -2,340	-2,90	0,36	R. unitaria	η : 0,7985	0,463	R. unitaria
Log IRR Barranquilla	τ : -1,092	-2,90	0,77	R. unitaria	η : 0,8604	0,463	R. unitaria
Log IRR Bucaramanga	τ : -1,174	-2,90	0,53	R. unitaria	η : 0,7588	0,463	R. unitaria
Log IRR Manizales	τ : -5,176	-3,47	0,57	Estacionario	η : 0,76163	0,463	R. unitaria*
Log IRR Pasto	τ : -4,555	-3,47	0,55	Estacionario	η : 0,85934	0,463	R. unitaria*
π Nacional	τ : -2,280	-3,48	0,47	R. unitaria	η : 0,23018	0,146	R. unitaria
π Bogotá	τ : -1,588	-3,49	0,47	R. unitaria	η : 0,22789	0,146	R. unitaria
π Medellín	τ : -1,324	-3,48	0,51	R. unitaria	η : 0,20981	0,146	R. unitaria
π Cali	τ : -0,661	-3,48	0,77	R. unitaria	η : 0,24484	0,146	R. unitaria
π Barranquilla	τ : -0,859	-1,95	0,69	R. unitaria	η : 0,36261	0,463	R. unitaria*
π Bucaramanga	τ : -1,577	-3,48	0,35	R. unitaria	η : 0,23175	0,146	R. unitaria
π Manizales	τ : -2,462	-3,49	0,86	R. unitaria	η : 0,23630	0,146	R. unitaria
π Pasto	τ : -0,753	-1,95	0,43	R. unitaria	η : 0,50976	0,463	R. unitaria
Log base monetaria	τ : -1,299	-2,91	0,33	R. unitaria	η : 0,93715	0,463	R. unitaria

* En las series de ingreso real regional de Manizales y Pasto, y en la serie de inflación de Barranquilla, las pruebas de Dickey-Fuller y KPSS mostraron resultados contradictorios. Debido a esto se realizó una tercera prueba, Phillips-Perron, la cual arrojó lo siguiente: para el ingreso real de Manizales encontró que el estadístico es -2,8469 (V.C. es -2,9048), para el ingreso real de Pasto es -1,8910 (V.C. es -2,9048) y para la inflación de Barranquilla es -0,93836 (V.C. -2,9048). Así, en los tres casos no existe evidencia para rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria.

Anexo 1. Pruebas de Raíz Unitaria. Ingreso real regional, inflación regional y base monetaria
Cuadro A1: Resultados de Pruebas de Raíz Unitaria (continuación)

Variable	Dickey-Fuller Aumentado			KPSS		Conclusión		
	Estadístico	VC(5%)	L-B	Resultado	Estadístico		VC(5)	Resultado
Δ LIRR Nacional	$\tau\tau$: -3,828	-3,47	0,39	Estacionario	$\eta\tau$: 0,13923	0,146	Estacionario	Estacionario
Δ LIRR Bogotá	$\tau\mu$: -4,135	-2,90	0,31	Estacionario	$\eta\mu$: 0,16317	0,463	Estacionario	Estacionario
Δ LIRR Medellín	$\tau\tau$: -9,845	-3,47	0,32	Estacionario	$\eta\tau$: 0,13640	0,146	Estacionario	Estacionario
Δ LIRR Cali	$\tau\tau$: -11,541	-3,47	0,62	Estacionario	$\eta\tau$: 0,0539	0,146	Estacionario	Estacionario
Δ LIRR Barranquilla	$\tau\tau$: -11,395	-3,47	0,42	Estacionario	$\eta\tau$: 0,0998	0,146	Estacionario	Estacionario
Δ LIRR Bucaramanga	$\tau\tau$: -12,667	-3,47	0,66	Estacionario	$\eta\tau$: 0,1168	0,146	Estacionario	Estacionario
Δ LIRR Manizales	$\tau\tau$: -12,667	-3,47	0,66	Estacionario	$\eta\tau$: 0,09752	0,146	Estacionario	Estacionario
Δ LIRR Pasto	$\tau\tau$: -7,361	-3,47	0,71	Estacionario	$\eta\tau$: 0,11877	0,146	Estacionario	Estacionario
$\Delta\pi$ Nacional	$\tau\tau$: -4,805	-3,48	0,82	Estacionario	$\eta\tau$: 0,05703	0,146	Estacionario	Estacionario
$\Delta\pi$ Bogotá	$\tau\tau$: -5,472	-3,48	0,41	Estacionario	$\eta\tau$: 0,05055	0,146	Estacionario	Estacionario
$\Delta\pi$ Medellín	$\tau\tau$: -7,068	-3,48	0,46	Estacionario	$\eta\tau$: 0,06484	0,146	Estacionario	Estacionario
$\Delta\pi$ Cali	$\tau\tau$: -8,113	-3,48	0,67	Estacionario	$\eta\tau$: 0,07913	0,146	Estacionario	Estacionario
$\Delta\pi$ Barranquilla	$\tau\tau$: -4,535	-3,48	0,53	Estacionario	$\eta\tau$: 0,05798	0,146	Estacionario	Estacionario
$\Delta\pi$ Bucaramanga	$\tau\tau$: -3,885	-3,48	0,32	Estacionario	$\eta\tau$: 0,06653	0,146	Estacionario	Estacionario
$\Delta\pi$ Manizales	$\tau\tau$: -4,633	-3,49	0,97	Estacionario	$\eta\tau$: 0,06730	0,146	Estacionario	Estacionario
$\Delta\pi$ Pasto	τ : -0,878	-1,95	0,41	R. unitaria	$\eta\mu$: 0,15903	0,463	Estacionario	Estacionario**
Δ base monetaria	τ : -0,779	-1,95	0,41	R. unitaria	$\eta\mu$: 0,25167	0,463	Estacionario	Estacionario**

** En las series de primera diferencia de la tasa de inflación de Pasto y la primera diferencia de la base monetaria, las pruebas de Dickey-Fuller y KPSS mostraron resultados contradictorios. Debido a esto se realizó una tercera prueba, Phillips-Perron, la cual arrojó lo siguiente: para la primera diferencia de la tasa de inflación de Pasto encuentro que el estadístico es -12,36292 (N.C. -1,9453) y para la primera diferencia de la base monetaria es -8,522413 (N.C. -3,4779). Así, en los dos casos existe evidencia para rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria, por lo cual se considerarán estas series estacionarias.

FUENTE: Cálculos del autor.

Anexo 2. Resultados de las pruebas de Cointegración de Johansen (1988)

Para el análisis de cointegración se consideraron tres tipos de modelos: i) el modelo 2 o *cimean*, en el cual se incluye una constante en el vector de cointegración, pero no existe tendencia lineal en las variables en niveles, ni dentro del vector de cointegración, ii) el modelo 3 o *drift*, en el cual se incluye una constante en el modelo no restringido, lo cual hace que las variables contengan tendencias lineales pero no en el vector de cointegración, y iii) el modelo 4 o *cidrift*, en el cual se especifica la presencia de una tendencia lineal en el vector de cointegración, pero no para el caso de las variables en diferencias.

Se realizaron ocho pruebas de cointegración: una con información nacional y siete más, una por cada una de las siete áreas metropolitanas: Bogotá, Medellín, Cali, Barranquilla, Bucaramanga, Manizales y Pasto. En cada modelo se incluyeron: el logaritmo natural del ingreso real regional, la tasa de inflación anual de la región y el logaritmo natural de la base monetaria.

Para cada combinación, la selección del modelo VEC se realizó con base en los siguientes pasos:

- i) Se estimó la prueba de la traza para los modelos *cimean*, *drift* y *cidrift*, de uno a seis rezagos. El modelo y el número de vectores de cointegración que se estimarían se eligieron utilizando el criterio de Pantula.¹ Para corroborar el resultado obtenido se estimó la prueba del máximo valor propio para el modelo escogido.
- ii) Después de elegir el modelo se hicieron pruebas de exclusión a los elementos determinísticos del sistema, con el fin de asegurar si se ha encontrado el modelo correcto. En caso de aceptar la hipótesis nula de exclusión de los elementos determinísticos se estimaron otros modelos con el mismo número de vectores de cointegración.

¹ El criterio de Pantula considera que el investigador debe comenzar una prueba secuencial desde el modelo más restringido y con el menor número de vectores de cointegración (en este caso, el modelo 2 con cero vectores de cointegración); luego debe ir comparando el resultado de la traza con su valor crítico, trasladándose por los modelos y manteniendo el mismo número de vectores de cointegración, hasta llegar al modelo menos restringido y con el mayor número de vectores de cointegración (modelo 4 con el número de vectores de cointegración igual al número de variables en el sistema). El investigador detendrá la prueba secuencial en el momento en que no exista evidencia para rechazar la hipótesis nula de r vectores de cointegración. Esto debe ser realizado para cada uno de los rezagos considerados.

iii) Una vez escogido el modelo con variables determinísticas correctas se evaluaron sus propiedades estadísticas. Se realizaron las pruebas de normalidad multivariada y de autocorrelación de los residuales del sistema con el fin de evaluar la buena especificación del modelo.²

Finalmente, después de evaluar las propiedades estadísticas del modelo, se realizaron pruebas de exclusión y estacionariedad en los coeficientes del vector de cointegración y en las series incluidas en el sistema, respectivamente. Esto con el fin de verificar si existe cointegración entre todas las variables incluidas.

² En la especificación del modelo VEC es necesario encontrar condiciones de normalidad y no autocorrelación en los residuales, con el fin de conocer su distribución de probabilidad y poder evaluar la significancia de los coeficientes estimados. De esta manera se descartaron aquellos modelos que presentaban problemas en sus propiedades estadísticas debido a su mala especificación.

Cuadro A2. Resultados de las pruebas de cointegración de Johansen (1988)
(Pruebas de la traza, normalidad y autocorrelación)

Áreas metropolitanas	No de vectores	Rezago	Modelo	Traza (5%)*		Normalidad (5%)		Autocorrelación (5%)									
				Estadist.	Valor crítico	Chisq (1)	p-value	Chisq	Prueba LM(1)	Chisq	Prueba LM(4)	p-value					
								Ljung-Box	p-value	Chisq	p-value	Chisq	p-value				
LIRRNacional- π Nacional-Lbase monetaria	0	1 a 6															
LIRRBogotá- π Bogotá-Lbase monetaria	1	1	cimean	15,61	19,96	40,28	0,00	168,98	0,05	15,77	0,07	13,93	0,12				
LIRRMedellín- π Medellín-Lbase monetaria	0	1 a 6															
LIRRCali- π Cali-Lbase monetaria	0	1 a 6															
LIRRBarranquilla- π Barranquilla-Lbase monetaria	0	1 a 6															
LIRRBucaramanga- π Bucaramanga-Lbase monetaria	1	4	cimean	16,28	19,96	11,14	0,08	119,07	0,35	16,54	0,06	11,69	0,23				
LIRRManizales- π Manizales-Lbase monetaria	1	2	drift	7,03	15,41	11,76	0,07	149,22	0,15	10,44	0,32	4,98	0,84				
LIRRPasto- π Pasto-Lbase monetaria	1	2	drift	10,49	15,41	13,94	0,03	190,49	0,00	18,12	0,03	23,23	0,01				

* Los valores mostrados son los resultados de la prueba de la traza después de ajustar por muestra pequeña, como sugieren Cheung y Lai (1993). Los valores críticos son tomados de Osterwald-Lenum (1992).
FUENTE: Cálculos del autor.

Cuadro A3. Resultados de las pruebas de cointegración de Johansen (1988)
(Pruebas de estacionariedad, exogeneidad débil y exclusión)

Áreas metropolitanas	Estacionariedad			Exogeneidad débil			Exclusión			
	Estadístico	Chisq (5)	Estadístico	Chisq (5)	Estadístico	Chisq (5)	Elementos determinísticos Estad.	Variables Estadístico	Chisq (5)	
LIRRNacional- π Nacional-Lbase monetaria										
LIRRBogotá- π Bogotá-Lbase monetaria	(17,31; 13,98; 21,07)	7,81	(3,98; 0,76; 31,78)	3,84	12,73	3,84		(12,49; 0,08; 6,70)	3,84	3,84
LIRRMedellín- π Medellín-Lbase monetaria										
LIRRCali- π Cali-Lbase monetaria										
LIRRBarranquilla- π Barranquilla-Lbase monetaria										
LIRRBucaramanga- π Bucaramanga-Lbase monetaria	(42,97; 39,56; 45,03)	7,81	(12,04; 37,60; 2,62)	3,84	38,88	3,84		(38,83; 40,53; 37,65)	3,84	3,84
LIRRManizales- π Manizales-Lbase monetaria	(29,21; 36,58; 43,77)	5,99	(15,26; 23,78; 5,08)	3,84				(32,83; 15,81; 27,24)	3,84	3,84
LIRRPasto- π Pasto-Lbase monetaria	(10,99; 16,80; 17,77)	5,99	(13,15; 0,19; 3,77)	3,84				(16,47; 2,86; 10,80)	3,84	3,84

FUENTE: Cálculos del autor.

Anexo 3. Pruebas de normalidad multivariada y autocorrelación de sistemas VAR regionales

Para el cálculo de la reacción de las regiones frente a un choque de política monetaria se realizaron ocho sistemas VAR, uno nacional y siete más, uno para cada una de las áreas metropolitanas: Bogotá, Medellín, Cali, Barranquilla, Bucaramanga, Manizales y Pasto. En cada modelo VAR se incluyeron la primera diferencia del logaritmo natural del ingreso real regional, la primera diferencia de la tasa anual de inflación regional y la primera diferencia del logaritmo natural de la base monetaria. Además se incluyeron variables dummy estacionales, con el fin de captar la estacionalidad de las variables incluidas en cada sistema.¹

En la elección del número de rezagos de cada VAR se tuvieron en cuenta los criterios de Akaike, Schwartz y Hanna-Quinn. Para la estimación se escogió el número de rezagos que minimizara estos criterios y donde se hallaran condiciones óptimas de los residuales (normalidad multivariada y no autocorrelación). Se evaluaron de cero a cinco rezagos para cada sistema y, con excepción de Pasto, se encontraron condiciones óptimas con cuatro rezagos en todos los casos.

Cuadro A4. Criterios de información, pruebas de Portmanteau ajustado y Normalidad multivariada de sistemas VAR regionales

Nacional

Longitud de rezago	Criterios de información		
	Akaike	Schwartz	Hanna-Quinn
0	-18,99	-18,99	-18,99
1	-18,92	-18,61	-18,80
2	-18,85	-18,23	-18,61
3	-18,72	-17,79	-18,36
4	-18,85	-17,62	-18,37
5	-18,76	-17,22	-18,15

¹ En el caso de Pasto se incluyeron además dos variables dummy de intervención para el tercer y cuarto trimestre de 1992, con el fin de capturar un salto observado en el ingreso real de esta ciudad en este periodo.

Longitud de rezago	Autocorrelación Portmanteau	Normalidad		
		Kurtosis	Simetría	Conjunta
0	109,11 (0,45)	15,52 (0,00)	23,50 (0,00)	39,02 (0,00)
1	108,25 (0,25)	14,33 (0,00)	22,63 (0,00)	36,96 (0,00)
2	95,67 (0,32)	15,35 (0,00)	18,26 (0,00)	33,61 (0,00)
3	84,91 (0,36)	11,99 (0,01)	5,98 (0,11)	17,97 (0,01)
4	85,24 (0,14)	6,33 (0,10)	2,85 (0,42)	9,18 (0,16)
5	81,40 (0,06)	4,81 (0,19)	3,92 (0,27)	8,73 (0,19)

El valor entre paréntesis es el p-value del estadístico de prueba. Se evaluó al 5% de significancia.

Bogotá

Longitud de rezago	Criterios de información		
	Akaike	Schwartz	Hanna-Quinn
0	-18,99	-18,99	-18,99
1	-18,92	-18,61	-18,80
2	-18,85	-18,23	-18,61
3	-18,72	-17,79	-18,36
4	-18,85	-17,62	-18,37
5	-18,76	-17,22	-18,15

Longitud de rezago	Autocorrelación Portmanteau	Normalidad		
		Kurtosis	Simetría	Conjunta
0	109,11 (0,45)	15,52 (0,00)	23,50 (0,00)	39,02 (0,00)
1	108,25 (0,25)	14,33 (0,00)	22,63 (0,00)	36,96 (0,00)
2	95,67 (0,32)	15,35 (0,00)	18,26 (0,00)	33,61 (0,00)
3	84,91 (0,36)	11,99 (0,01)	5,98 (0,11)	17,97 (0,01)
4	85,24 (0,14)	6,33 (0,10)	2,85 (0,42)	9,18 (0,16)
5	81,40 (0,06)	4,81 (0,19)	3,92 (0,27)	8,73 (0,19)

El valor entre paréntesis es el p-value del estadístico de prueba. Se evaluó al 5% de significancia.

Medellín

Longitud de rezago	Criterios de información		
	Akaike	Schwartz	Hanna-Quinn
0	-18,50	-18,50	-18,50
1	-18,38	-18,07	-18,26
2	-18,28	-17,67	-18,04
3	-18,07	-17,14	-17,61
4	-18,17	-16,94	-17,69
5	-18,06	-16,52	-17,46

Longitud de rezago	Autocorrelación Portmanteau	Normalidad		
		Kurtosis	Simetría	Conjunta
0	104,55 (0,58)	12,32 (0,01)	29,45 (0,00)	41,77 (0,00)
1	86,15 (0,82)	9,99 (0,02)	18,02 (0,00)	28,01 (0,00)
2	81,64 (0,72)	10,62 (0,01)	14,92 (0,01)	25,54 (0,00)
3	93,11 (0,17)	6,78 (0,08)	1,29 (0,73)	8,07 (0,23)
4	77,51 (0,31)	2,24 (0,52)	5,34 (0,15)	7,58 (0,27)
5	90,57 (0,01)	1,19 (0,75)	12,77 (0,01)	13,96 (0,03)

El valor entre paréntesis es el p-value del estadístico de prueba. Se evaluó al 5% de significancia.

Cali

Longitud de rezago	Criterios de información		
	Akaike	Schwartz	Hanna-Quinn
0	-18,36	-18,36	-18,36
1	-18,29	-17,98	-18,17
2	-18,12	-17,51	-17,88
3	-18,04	-17,12	-17,68
4	-18,22	-16,99	-17,74
5	-18,16	-16,62	-17,55

Longitud de rezago	Autocorrelación Portmanteau	Normalidad		
		Kurtosis	Simetría	Conjunta
0	125,42 (0,12)	12,21 (0,01)	21,44 (0,00)	33,65 (0,00)
1	98,87 (0,48)	11,41 (0,01)	7,53 (0,06)	18,96 (0,00)
2	89,44 (0,50)	10,16 (0,02)	3,27 (0,35)	13,43 (0,04)
3	89,56 (0,24)	8,47 (0,04)	4,69 (0,20)	13,16 (0,04)
4	60,40 (0,83)	5,68 (0,13)	5,41 (0,14)	11,10 (0,08)
5	60,27 (0,57)	4,08 (0,25)	10,92 (0,01)	15,00 (0,02)

El valor entre paréntesis es el p-value del estadístico de prueba. Se evaluó al 5% de significancia.

Barranquilla

Longitud de rezago	Criterios de información		
	Akaike	Schwartz	Hanna-Quinn
0	-18,15	-18,15	-18,15
1	-18,17	-17,86	-18,05
2	-18,08	-17,47	-17,84
3	-17,88	-16,96	-17,52
4	-18,00	-16,76	-17,51
5	-18,04	-16,50	-17,43

Longitud de rezago	Autocorrelación	Normalidad		
	Portmanteau	Kurtosis	Simetría	Conjunta
0	114,55 (0,31)	12,93 (0,01)	16,30 (0,00)	29,24 (0,00)
1	96,56 (0,55)	9,73 (0,02)	11,71 (0,01)	21,45 (0,00)
2	99,52 (0,23)	9,59 (0,02)	9,01 (0,03)	18,60 (0,01)
3	86,70 (0,31)	6,30 (0,10)	7,75 (0,05)	14,05 (0,03)
4	83,10 (0,17)	3,68 (0,30)	7,75 (0,05)	11,43 (0,07)
5	62,89 (0,48)	1,18 (0,76)	13,02 (0,00)	14,20 (0,03)

El valor entre paréntesis es el p-value del estadístico de prueba. Se evaluó al 5% de significancia.

Bucaramanga

Longitud de rezago	Criterios de información		
	Akaike	Schwartz	Hanna-Quinn
0	-17,65	-17,65	-17,65
1	-17,77	-17,47	-17,65
2	-17,94	-17,32	-17,70
3	-17,78	-16,85	-17,41
4	-17,92	-16,68	-17,43
5	-17,96	-16,42	-17,35

Longitud de rezago	Autocorrelación	Normalidad		
	Portmanteau	Kurtosis	Simetría	Conjunta
0	102,86 (0,62)	13,59 (0,00)	15,45 (0,00)	29,04 (0,00)
1	94,21 (0,62)	10,62 (0,01)	9,34 (0,02)	19,97 (0,01)
2	80,47 (0,75)	17,45 (0,00)	19,72 (0,00)	37,17 (0,00)
3	80,39 (0,50)	9,49 (0,02)	5,08 (0,16)	14,57 (0,02)
4	79,16 (0,26)	8,00 (0,05)	6,89 (0,07)	14,90 (0,02)*
5	82,71 (0,05)	1,25 (0,74)	19,28 (0,00)	20,53 (0,00)

El valor entre paréntesis es el p-value del estadístico de prueba. Se evaluó al 5% de significancia.

* Significativo a 1%.

Manizales

Longitud de rezago	Criterios de información		
	Akaike	Schwartz	Hanna-Quinn
0	-16,90	-16,90	-16,90
1	-16,91	-16,61	-16,79
2	-16,79	-16,17	-16,55
3	-16,76	-15,83	-16,40
4	-17,13	-15,89	-16,64
5	-17,12	-15,58	-16,51

Longitud de rezago	Autocorrelación Portmanteau	Normalidad		
		Kurtosis	Simetría	Conjunta
0	110,90 (0,40)	18,01 (0,00)	90,73 (0,00)	108,74 (0,00)
1	92,54 (0,66)	8,57 (0,03)	16,19 (0,00)	24,76 (0,00)
2	81,62 (0,72)	8,39 (0,04)	11,88 (0,01)	20,27 (0,01)
3	67,64 (0,85)	4,82 (0,19)	0,42 (0,94)	5,24 (0,51)
4	64,10 (0,735)	2,61 (0,46)	3,98 (0,26)	6,59 (0,36)
5	69,20 (0,28)	1,64 (0,65)	9,80 (0,02)	11,44 (0,08)

El valor entre paréntesis es el p-value del estadístico de prueba. Se evaluó al 5% de significancia.

Pasto

Longitud de rezago	Criterios de información		
	Akaike	Schwartz	Hanna-Quinn
0	-15,65	-15,65	-15,65
1	-15,66	-15,35	-15,54
2	-15,86	-15,24	-15,62
3	-15,88	-14,95	-15,52
4	-15,94	-14,71	-15,46
5	-15,97	-14,43	-15,37

Longitud de rezago	Autocorrelación Portmanteau	Normalidad		
		Kurtosis	Simetría	Conjunta
0	172,58 (0,00)	12,23 (0,01)	10,26 (0,02)	22,40 (0,00)
1	155,86 (0,00)	9,36 (0,03)	8,53 (0,04)	17,89 (0,01)
2	118,77 (0,02)	8,58 (0,04)	3,66 (0,30)	12,24 (0,06)
3	104,45 (0,05)	6,74 (0,08)	4,49 (0,21)	11,23 (0,08)
4	108,15 (0,00)	5,21 (0,16)	9,53 (0,02)	14,74 (0,02)
5	88,96 (0,02)	1,19 (0,75)	19,27 (0,00)	20,46 (0,00)

El valor entre paréntesis es el p-value del estadístico de prueba. Se evaluó al 5% de significancia.

Bibliografía

- BERNANKE, Ben; BLINDER, Alan, "Credit, Money and Aggregate Demand", en *The American Economic Review*, núm. 82, 1988.
- BLANCHARD, Olivier Jean; QUAH, Danny, "The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances", en *The American Economic Review*, VOL. 79, núm. 4, 1989.
- _____ ; DEFINA, Robert, "Do States Respond Differently To Changes in Monetary Policy?", en *Business Review*, Federal Reserve Bank of Philadelphia, julio-agosto de 1999.
- _____ ; DEFINA, Robert, "The Differential Regional Effects of Monetary Policy", en *The Review of Economics and Statistics*, VOL. LXXX, núm. 4, 1998.
- _____ ; DEFINA, Robert, "Monetary Policy and the U.S. States and Regions: Some Implications for European Monetary Union", *Documento de trabajo*, núm. 98-17, Federal Reserve Bank of Philadelphia, julio de 1998.
- _____ ; DEFINA, Robert, "The Differential Regional Effects of Monetary Policy: Evidence from the U.S. States", *Documento de trabajo*, núm. 97-12, Federal Reserve Bank of Philadelphia, septiembre de 1997.
- CARLINO, Gerald; DEFINA, Robert, "Does Monetary Policy Have Differential Regional Effects?", en *Business Review*, Federal Reserve Bank of Philadelphia, marzo-abril de 1996.
- CLAVIJO, Sergio, "Política monetaria y cambiaria en Colombia: Progresos y desafíos (1991-2002)", en *Borradores de Economía*, núm. 201, marzo de 2002.
- DE LUCIO, Juan; IZQUIERDO, Mario, "Local Responses to a Global Monetary Policy: The Regional Structure of Financial Systems", *Documento de trabajo*, núm. 99-14, Fundación de Estudios de Economía Aplicada, FEDEA, septiembre de 1999.
- DUPASQUIER, Chándal; LALONDE, René; St-AMANT, Pierre, "Áreas monetarias óptimas según se aplican a Canadá y Estados Unidos", en *Monetaria*, VOL. 21, núm. 1, Centro de Estudios Monetarios Latinoamericanos, enero-Marzo de 1998.
- ENDERS, Walter, *Applied Econometric Time Series*, Wiley Editors, 1995.
- GEORGOPOULOS, George, "Measuring Regional Effects of Monetary Policy in Canada", mimeo, Department of Economics, University of Toronto, enero de 2001.
- GUZMÁN, Alvaro; ESCOBAR, Jaime; HERNÁNDEZ, Jorge; ORTIZ, Carlos, "Coyuntura socio-económica regional", en *Anuario de investigaciones* 2001, Cidse, Universidad del Valle, octubre de 2001.
- HARRIS, R., *Using Cointegration Analysis in Econometric Modelling*, Prentice Hall, 1995.
- HERNÁNDEZ, Antonio; TOLOSA, José, "La Política Monetaria en Colombia en la segunda mitad de los años noventa", en *Borradores de Economía*, núm. 172, marzo de 2001.

- JOHANSEN, S., "Statistical analysis of cointegration vectors", en *Journal of Economic Dynamics and Control*, núm. 12, 1988.
- JUDGE, G.; GRIFFITHS, W. HILL, R.C. LÜTKEPOHL, H.; LEE, T., *Introduction to the Theory and Practice of Econometrics*, 2.^a ed., Wiley Editors, 1988.
- KALMANOVITZ, Salomón, "El Banco de la República como institución independiente", en *Borradores de Economía*, núm. 190, septiembre de 2001.
- KASHYAP, Anil; STEIN, Jeremy, "The Impact of Monetary Policy on Bank Balance Sheets", en *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, núm. 42, 1995.
- LALONDE, René; ST-AMANT, Pierre, "Áreas de moneda óptima: el caso de México y de Estados Unidos", en *Monetaria*, VOL.18, núm. 4, Centro de Estudios Monetarios Latinoamericanos, octubre-diciembre de 1995.
- MELTZER, Allan, "Monetary, Credit and (Other) Transmission Processes: A Monetarist Perspective" *Journal of Economic Perspectives*, VOL. 9, Fall 1995.
- RAMOS, Raúl; CLAR, Miguel; SURIÑACH, Jordi, "Efectos regionales de la política monetaria: implicaciones para los países de la zona euro", *III Encuentro de Economía Aplicada*, Valencia, junio de 2000.
- RODRÍGUEZ FUENTES, Carlos J., *Política monetaria y economía regional*, España, Consejo Económico y Social, 1997.
- SCOTT, Ira, "The Regional Impact of Monetary Policy", en *Quarterly Journal of Economics*, VOL. 69 (2), 1955.
- URRUTIA, Miguel, "Una visión alternativa: La Política Monetaria y Cambiaria en la Última Década", en *Borradores de Economía*, núm. 207, mayo de 2002.
- ZUCCARDI, Igor, "Los ciclos económicos regionales en Colombia, 1986-2000", en *Revista del Banco de la República*, VOL. LXXV, núm. 891, enero de 2002.