

DOCUMENTOS DE TRABAJO SOBRE ECONOMIA REGIONAL

EFECTOS REGIONALES DE LA POLÍTICA
MONETARIA EN COLOMBIA

Por :
IGOR ESTEBAN ZUCCARDI HUERTAS

No. 32

Julio, 2002

CENTRO DE ESTUDIOS
ECONOMICOS REGIONALES



BANCO DE LA REPUBLICA
CARTAGENA DE INDIAS

La serie **Documentos de Trabajo Sobre Economía Regional** es una publicación del Banco de la República – Sucursal Cartagena. Los trabajos son de carácter provisional, las opiniones y posibles errores son de responsabilidad exclusiva de los autores y no comprometen al Banco de la República ni a su Junta Directiva.

EFFECTOS REGIONALES DE LA POLÍTICA MONETARIA EN COLOMBIA

IGOR ESTEBAN ZUCCARDI HUERTAS*

Cartagena de Indias, Julio de 2002

* Economista del Centro de Estudios Económicos Regionales del Banco de la República, Cartagena. E-mail: izucarhu@banrep.gov.co. Para comentarios favor dirigirse al autor a los teléfonos (5)6600808 ext. 152, Fax (5) 6600757. El autor agradece las correcciones y comentarios de Adolfo Meisel Roca, Joaquín Vilorio de la Hoz, María Modesta Aguilera y Juan David Barón. Este documento puede consultarse en la página web del Banco de la República: www.banrep.gov.co (Ruta de acceso: Información económica/Documentos e informes/Economía regional/Documentos de trabajo sobre economía regional).

Resumen

En este documento se analiza si las regiones colombianas responden de manera diferente a un choque de política monetaria común. Para ello se estimaron ocho modelos VAR, uno con información nacional y uno por cada una de las áreas metropolitanas de Bogotá, Medellín, Cali, Barranquilla, Bucaramanga, Manizales y Pasto, entre 1984 y 2000. Además, se estimó un modelo SUR con información regional para ajustar las respuestas de las ciudades a las posibles relaciones interregionales existentes. Se encontró que Bucaramanga es la ciudad que más responde a un incentivo monetario, mientras que Bogotá y Barranquilla reaccionan de forma similar al promedio nacional. Medellín, Manizales y Pasto muestran comportamientos distintos, en tanto que Cali es la región menos sensible. Sin embargo, a pesar de estos resultados, no se encontró evidencia estadística para afirmar que dichas regiones responden de maneras diversas a un choque monetario común.

Palabras clave: Política monetaria, respuestas regionales, Vectores Autorregresivos VAR, modelo SUR.

Clasificación JEL: E5, R5, C32.

TABLA DE CONTENIDO

I.	INTRODUCCIÓN.....	4
II.	MARCO TEÓRICO	6
a.	La política monetaria y sus canales de transmisión.....	6
b.	¿Porqué las regiones podrían responder de diferentes maneras frente a una misma política monetaria?	11
III.	REVISIÓN DE LITERATURA	20
IV.	METODOLOGÍA.....	27
V.	ESTIMACIÓN Y RESULTADOS.....	33
a.	Base de datos.....	33
b.	Pruebas de raíz unitaria.....	34
c.	Prueba de cointegración.....	34
d.	Estimación y resultados de los sistemas VAR regionales	36
e.	Estimación y resultado del modelo SUR.....	39
VI.	CONCLUSIONES	45
VII.	BIBLIOGRAFÍA.....	47
	ANEXO 1	49
	ANEXO 2	51
	ANEXO 3.....	56

I. INTRODUCCIÓN

La literatura económica sugiere que las acciones de los bancos centrales en el mercado de dinero pueden tener efectos sobre la actividad real, debido a rigideces en algunos precios y salarios nominales. En efecto, la existencia de acuerdos laborales de mediano y largo plazo, la contratación de préstamos a tasas de interés nominales fijas, entre otros, 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, etc.), lo que hace que dichos agentes varíen sus decisiones de producción, inversión y consumo, afectando 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 y/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.

En la realidad las regiones no son entidades económicas homogéneas. 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 a la región, lo que hace que no mantengan un ciclo económico uniforme¹. Sin embargo, 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 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. Por lo tanto, 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 tengan que pagar un mayor o menor precio frente a las otras. Además, la política monetaria podría convertirse en una fuente de divergencia de los ciclos económicos regionales, ampliando la brecha del desarrollo entre regiones líderes y rezagadas.

¹Para el caso colombiano veáse Igor Esteban Zuccardi, “*Los ciclos económicos regionales en Colombia, 1986-2000*”. *Revista del Banco de la República*. Vol.LXXV No.891, Enero 2002.

²Raúl Ramos, Miguel Clar y 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.

En la siguiente sección se hace 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 diferenciales ante una política monetaria.

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 para corregir los desequilibrios macroeconómicos, lo que ayuda a generar las condiciones propicias para el crecimiento sostenido del producto real, del empleo y para mantener la estabilidad de precios.

En cada país la política monetaria tiene objetivos diferentes de acuerdo con su marco legal y su estructura institucional: así por ejemplo, en Estados Unidos, la política monetaria del Banco de la Reserva Federal se enmarca en la búsqueda de la estabilidad de precios y del crecimiento de la producción, mientras que en Europa y Colombia, sus respectivos bancos centrales tienen como objetivo principal el mantenimiento del poder adquisitivo de la moneda. Sin embargo, en el caso colombiano, la política monetaria debe coordinarse con las políticas fiscal,

salarial y de empleo del gobierno, para mantener el equilibrio y el dinamismo de la economía³. En consecuencia, como comenta Clavijo (2002), el objetivo de la política monetaria es “jerárquico”: primero controlar la inflación, pero buscando también los objetivos de promover el crecimiento y generar empleo⁴.

En el corto plazo y bajo condiciones de asimetrías de información entre el Banco Central y el 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. 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 a través de mecanismos que relacionan las actividades monetarias y las productivas. Estos mecanismos se conocen como los canales de transmisión de la política monetaria. Los canales más conocidos son los siguientes:

- *El canal de la tasa de interés.* En este canal, la política monetaria afecta a la actividad económica mediante el comportamiento de la tasa de interés de corto plazo. Por ejemplo, una política monetaria expansiva produce la reducción en

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

⁴ Para mayores detalles sobre la política monetaria reciente en Colombia véase: Antonio Hernández y José Tolosa, “*La Política Monetaria en Colombia en la segunda mitad de los años noventa*”, *Borradores de Economía*, No.172, Marzo 2001; Salomón Kalmanovitz, “*EL BANCO DE LA REPÚBLICA como institución independiente*”. *Borradores de Economía*, No.190, Septiembre 2001; Sergio Clavijo, “*Política monetaria y cambiaria en Colombia: Progresos y desafíos (1991-2002)*” *Borradores de Economía*, No.201, Marzo 2002; y Miguel Urrutia, “*UNA VISION ALTERNATIVA: La Política Monetaria y Cambiaria en la Última Década*”. *Borradores de Economía*, No.207, Mayo 2002.

la tasa de interés de corto plazo de la economía, debido al aumento de la liquidez en el mercado monetario. Esto reduce el costo de uso del capital para la inversión, desestimula el ahorro de corto plazo y estimula el consumo de bienes durables gracias a las rigideces de corto plazo en los precios de bienes y servicios. En consecuencia, aumenta la inversión y el consumo, lo que expande la demanda agregada y la producción real. En el caso de una política monetaria contraccionista, se observarían los efectos contrarios.

- *El canal del tipo de cambio.* En este canal, la efectividad de la política monetaria se enmarca dentro del comportamiento de la tasa de interés doméstica y 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 que desincentiva la tenencia de activos financieros domésticos versus los externos, y lleva a 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 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, lo que abarata las exportaciones en el extranjero y encarece las importaciones frente a su competencia doméstica. Esto 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, en el mercado de capitales, los precios de las acciones tienden a aumentar cuando se presenta una política monetaria expansiva⁵. Esto hace que el valor de mercado de las empresas sea mayor a su valor en libros, lo que incentiva la inversión nueva en planta y equipos, llevando a una mayor producción. También, en el mercado inmobiliario, el aumento en el precio del suelo genera una mayor demanda por bienes inmobiliarios (por motivo 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 para una firma es indiferente financiarse con recursos propios, con crédito, con acciones o con bonos (teorema Modigliani-Miller⁶). 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 otros, que hacen que los intermediarios financieros tengan problemas de incentivos en la colocación de créditos a determinados tipos de agentes y pongan límites a la disponibilidad de préstamos. Esto hace que el mercado de crédito presente un ajuste imperfecto, permitiendo que el choque monetario no sea neutral⁷.

⁵Allan Meltzer, "Monetary, Credit and (Other) Transmission Processes: A Monetarist Perspective" Journal of Economic Perspectives, Vol. 9. Fall 1995.

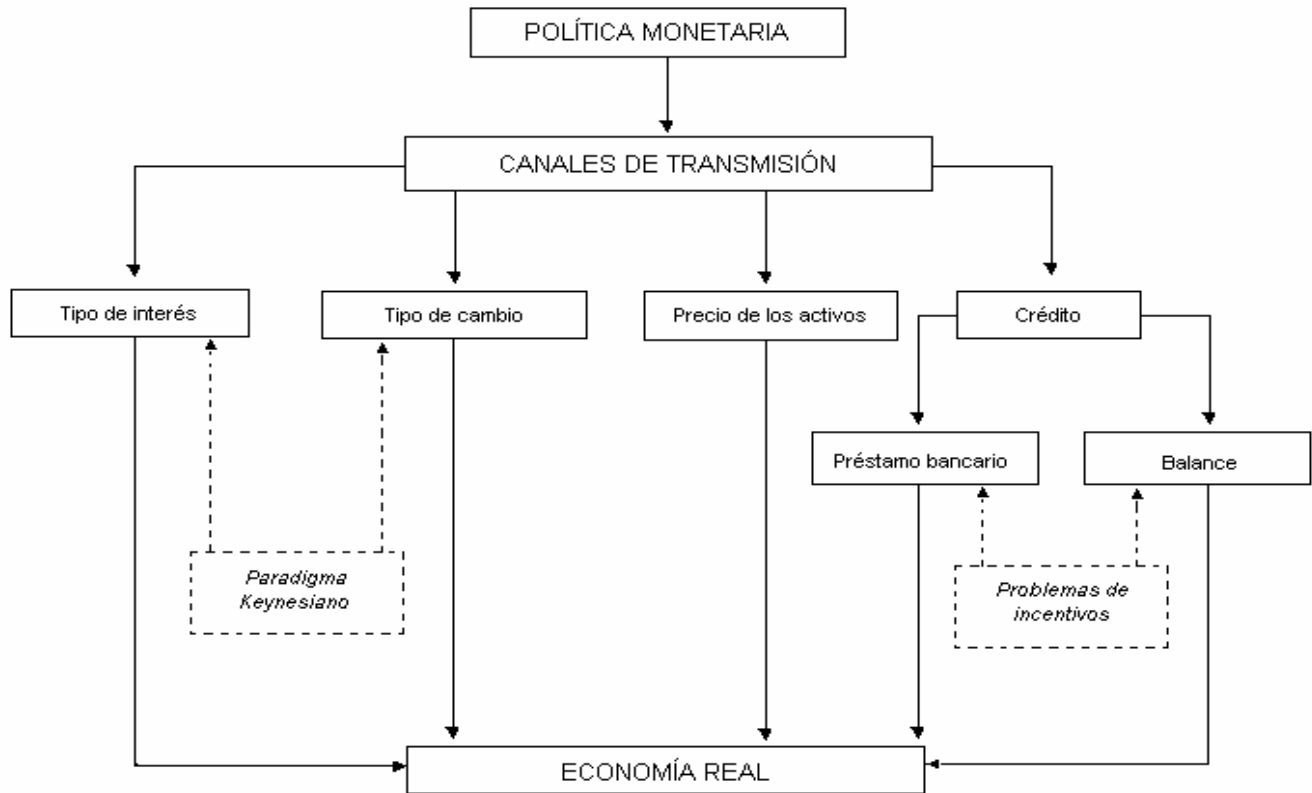
⁶M. Miller, y F. Modigliani, "Dividend Policy, Growth and the Valuation of Shares". Journal of Business, No.34. October 1961.

Existen dos tipos de canales a través de los cuales opera la política monetaria:

- *Canal del crédito bancario:* En este canal, se supone que el sistema financiero tiene problemas de información asimétrica frente a los prestatarios, especialmente frente a empresas pequeñas. Por lo tanto, si se hace una política monetaria restringida, el crédito disponible es limitado, 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. En cambio, bajo una política monetaria expansiva, las restricciones al crédito se reducen, y el sistema financiero asigna recursos en el mercado teniendo menos en cuenta la asimetría de información.
- *Canal del balance.* En este canal, se supone que el valor presente neto de las empresas depende de su habilidad para pedir prestado. Esta habilidad depende del tipo de política monetaria existente y del momento del ciclo económico en que se encuentra. Así, por ejemplo, una política monetaria expansiva en un momento de auge económico, 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 la política monetaria es contraccionista y el ciclo económico es recesivo, el costo de uso del capital se eleva y se reduce el valor presente de los flujos de fondos esperados, limitando el acceso al crédito de la empresa.

⁷Ben Bernanke, y Alan Blinder, "Credit, Money and Aggregate Demand" American Economic Review, No.82. 1988.

Figura 1. Canales de transmisión de la política monetaria



Fuente: Ramos et al. (2000)⁸.

b. ¿Porqué 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 el tamaño del efecto de las decisiones del Banco Central sobre las variables reales en un

⁸Ramos, et al. Op. Cit.

país. Sin embargo, existen otros elementos estructurales que modifican las condiciones en las cuales dichos canales actúan sobre las economías regionales y suscitan sus respuestas diferenciales a las acciones de la autoridad monetaria. Carlino y Defina(1998A) definen tres fuentes de dichas diferencias:⁹

- Primera fuente. *Diferencias regionales en la mezcla de las industrias sensibles a la tasa de interés.* A nivel nacional, cada uno de los sectores industriales presenta una elasticidad a la tasa de interés diferente. Esta sensibilidad diferencial entre industrias interactúa con las diversas mezclas industriales en las regiones, provocando que la política monetaria tenga efectos distintos 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 cambios en la tasa de interés, representa el 22,6% del empleo en las áreas urbanas, pero varía desde el 16,2% del nivel de ocupación en Pasto, hasta el 28% en Medellín. La construcción, otro sector sensible, da razón del 6,3% del empleo urbano, pero su variabilidad entre regiones es menor pues pasa de 5,4% en Bucaramanga, a 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; y se

⁹ Gerald Calino y Robert DeFina, "The Differential Regional Effects of Monetary Policy". The Review of Economics and Statistics, Vol LXXX, No.4. 1998.

encuentran en el rango entre 26,1% (Medellín) y 36% (Pasto) para el primero, y entre 24,1% (Medellín) y 30,6% (Barranquilla) para el segundo. Los otros sectores muestran una variabilidad menor y representan solamente el 16,5% del empleo en las siete áreas metropolitanas, pero 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%).

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

	Agricultura	Minería	Industria	Energía	Construcción	Comercio	Transporte	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 No. de ocupados por sector económico/Total de ocupados en la región.
Fuente: Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE) -Encuesta Nacional de Hogares. Cálculos del autor.

- Segunda fuente. *Diferencias regionales en el tamaño de las empresas.* De acuerdo con el 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 mediante la emisión de bonos o acciones en el mercado de capitales, a través de préstamos de la banca internacional, entre otros. 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 ubicadas en los departamentos cuyas capitales son las siete áreas metropolitanas. Dicha proporción se calculó como la cantidad de MIPYMES en el total de empresas de la región y como la participación de activos de este tipo de empresas en el total de activos de las empresas de la región.¹⁰

Se destaca que de las 560.681 empresas registradas en las Cámaras de Comercio del país en 2000, 499.530 son MIPYMES, que representan el 89% del total. De estas últimas, 340.046 (68%) están ubicadas en Bogotá, Antioquia, Valle, Atlántico, Santander, Caldas y Nariño, mientras que 159.484 (32%) se localizan en el resto del país. Sin embargo, 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

¹⁰ Confecamaras 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 entre grandes empresas

las empresas, del cual el 84,4% está ubicado en los departamentos antes mencionados. 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 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 son el 34,5%.

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

Región	Por número de empresas		Por cantidad de activos	
	No. 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 renovaron su registro mercantil ante las cámaras de comercio del país en 2000.

Fuente: Confederación Nacional de cámaras de comercio de Colombia (Confecamaras). Cálculos del autor.

aquellas que tienen más de 10 mil millones de pesos en activos y venden más de 2 mil millones de pesos anuales.

- Tercera fuente. Diferencias regionales en las habilidades de los bancos para alterar sus balances. Kashyap y Stein (1995) han sugerido que las acciones de política monetaria pueden tener efectos diferentes sobre la habilidad de los bancos para hacer préstamos. Durante períodos de política monetaria restringida, cuando las reservas bancarias están limitadas, algunos bancos pueden encontrar fuentes alternativas de fondeo para depósitos y préstamos más baratas y más fácil que otros bancos. En consecuencia, esos bancos serían menos sensibles a la política monetaria. De acuerdo con estos autores, el tamaño de los bancos explica las diferencias en las habilidades de financiamiento, ya que los bancos grandes (bancos nacionales) tienen más opciones de financiamiento que los bancos pequeños (bancos regionales)¹¹.

Por otro lado, Rodriguez(1997), con base en la visión postkeynesiana 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 que la estructura financiera y patrimonial de los grandes bancos les permite realizar operaciones fuera de balance (titularizaciones, emisiones de deuda, etc.) que los libera de las restricciones de liquidez y de requerimiento de reserva, lo que 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 realizados por bancos pequeños podrían

¹¹Anil Kashyap y Jeremy Stein, "*The Impact of Monetary Policy on Bank Balance Sheets*". Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy No.42. 1995.

responder más a la política monetaria que aquellas cuyos préstamos son realizados principalmente por bancos grandes¹².

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 está segmentado a nivel regional, con intermediarios que actúan 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 en Colombia. En este último caso, las diferencias regionales estarían explicadas por decisiones discrecionales de los mismos bancos a racionalizar los préstamos hacia ciertas regiones.

Finalmente, De Lucio e Izquierdo (1999)¹³ y Georgopoulos (2001)¹⁴ consideran una fuente adicional. Con base 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, 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

¹²Carlos J. Rodríguez Fuentes. Política monetaria y economía regional. Consejo Económico y Social. España. 1997.

¹³Juan De Lucio y Mario Izquierdo, "*Local responses to a global monetary policy: The regional structure of financial systems*". Documento de trabajo 99-14. Fundación de Estudios de Economía Aplicada FEDEA. Septiembre 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.

¹⁴George Georgopoulos, "*Measuring Regional Effects of Monetary Policy in Canada*". Mimeo. Department of Economics, University of Toronto. January 2001.

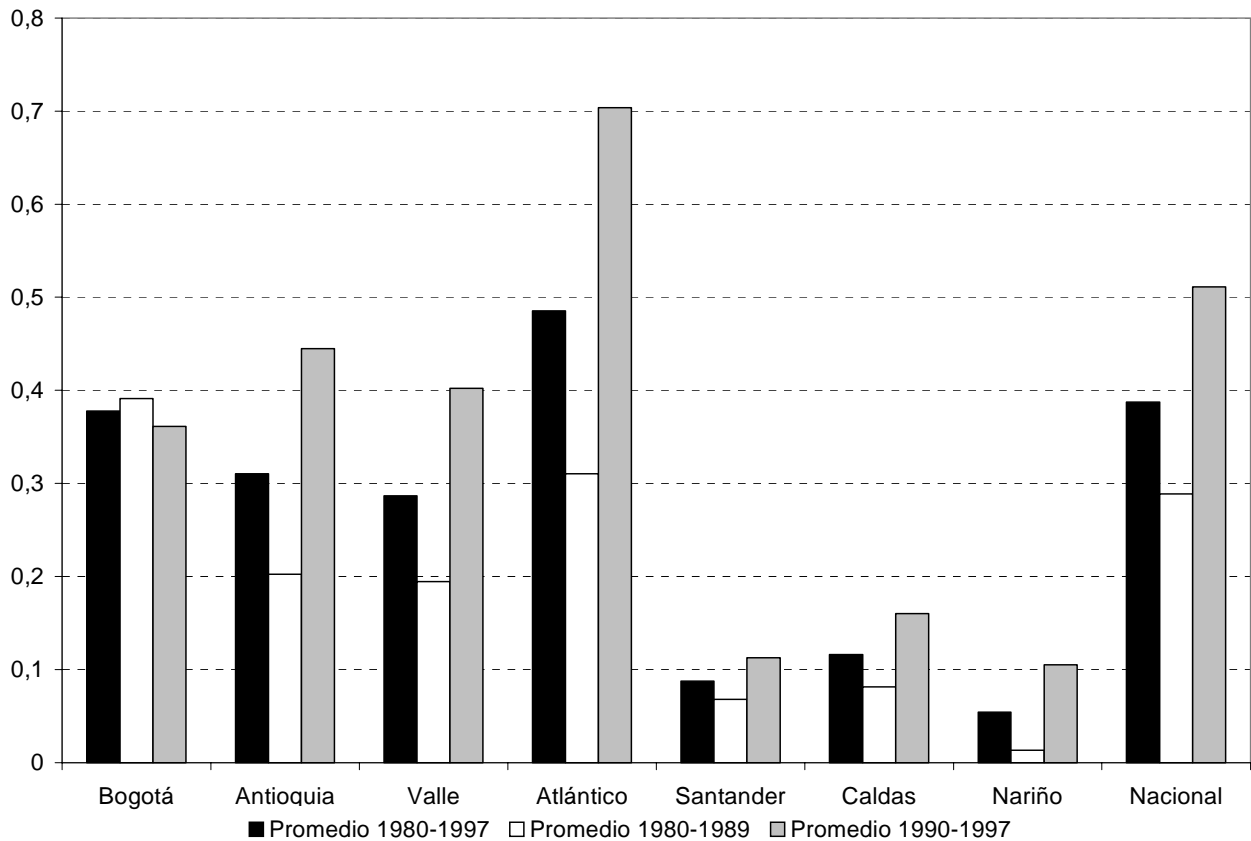
apertura (exportan más y/o importan más) se verán más afectadas por dichos movimientos, generando cambios en la producción regional y en el empleo.

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 de exportaciones FOB e importaciones CIF¹⁵ a pesos de 1975, de cada uno de los departamentos cuyas capitales son las siete áreas metropolitanas, sobre el PIB 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 Atlántico (0,48), seguido por Bogotá (0,38), Antioquia (0,31) y Valle (0,29). Por otro lado, el grupo con bajo grado de apertura relativa, está conformado por Caldas (0,12), Santander (0,09) y Nariño (0,05). Con excepción de Bogotá, todas las regiones presentaron un aumento en su grado de apertura durante los noventa si se compara con la década anterior: los departamentos que más se ampliaron sus relaciones con el extranjero fueron Atlántico (0,71), Antioquia (0,44) y Valle (0,40); Caldas (0,16), Santander (0,11) y Nariño (0,10) también aumentaron sus intercambios internacionales, mientras que Bogotá (0,36) los redujo moderadamente.

¹⁵ 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 el cual se incluye costos de seguros y fletes de transporte.

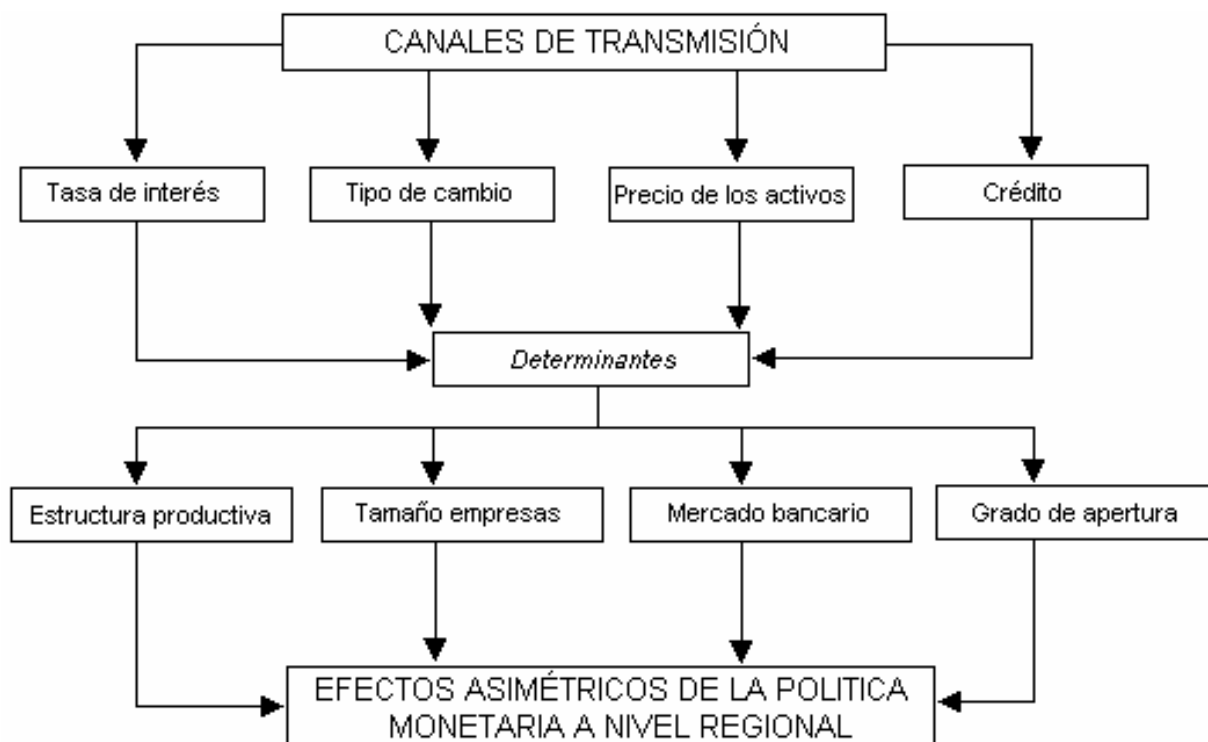
Gráfico 1. Coeficientes de grado de apertura por regiones, 1980-1997*



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

Fuente: DANE. Anuario de comercio exterior. Cuentas departamentales. Cálculos del autor.

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



Fuente: Ramos et al. (2000)¹⁶. Modificaciones realizadas por el autor.

III. REVISIÓN DE LITERATURA

Desde los años cincuenta existe 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 trabajos sobre este tema fue el de Scott (1955)¹⁷, quien investigó sobre la presencia de rezagos en la transmisión de la política monetaria desde la oficina de la Reserva Federal en Nueva York (donde

¹⁶ Ramos, et al., Op.Cit..

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, lo que hacía que ellas no respondieran de la misma manera a los incentivos del Banco Central. Sin embargo, consideró que el desarrollo de ciertos elementos de los mercados de dinero regionales podía reducir el rezago paulatinamente, tales como: 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 a nivel nacional y el aumento y la dispersión de la deuda federal.

Los estudios posteriores a Scott (1955) se centraron en identificar las posibles diferencias en los mercados de dinero regionales, como las siguientes: 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 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 restricciones regionales al crédito, entre otros. Rodríguez (1997) hace una recopilación muy completa y minuciosa de estos documentos¹⁸.

¹⁷ Ira Scott, "*The Regional Impact of Monetary Policy*". *Quarterly Journal of Economics*. Vol.69 (2). 1955.

¹⁸ Carlos J. Rodríguez Fuentes, *Op. Cit.*

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.

En efecto, por el lado europeo, con la constitución de la Zona Euro, Ramos et al. (2000) consideró importante hacer un análisis sobre este tema debido a que hay 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, ¿el Banco Central Europeo sería eficiente para reducir la inflación y permitir el crecimiento económico de todos los países miembros al mismo tiempo? y en caso de serlo, ¿después de cuánto tiempo este ente podría alcanzar los objetivos de política planeados en 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 de movimiento de factores dentro de la unión, que permitiría la especialización de algunas regiones en ciertos tipos de industria, ¿la política monetaria común podría ser una herramienta de convergencia de los ciclos regionales o por el contrario esta ampliaría la divergencia en la actividad económica entre los países miembros?¹⁹.

¹⁹ Ramos, et al. Op. Cit.

En Norteamérica en cambio, el interés sobre este tema renació desde la creación del NAFTA y de las negociaciones del Area de libre comercio de las Américas (ALCA). En efecto, la posibilidad futura de profundizar estos acuerdos de libre comercio a la constitución de una zona monetaria común ha llevado a realizar algunos estudios, especialmente desde la teoría de las áreas monetarias óptimas. Es así como Lalonde y St-Amant (1995) analizaron las respuestas de las regiones de Estados Unidos, Canadá y México a choques de oferta, demanda monetaria y no monetaria de la misma magnitud, desde el primer trimestre de 1973 hasta el cuarto trimestre de 1991. Hallaron que México respondía de manera diferente a las regiones de Estados Unidos y de Canadá debido a que la variabilidad de su producción dependía más de choques de oferta que en los otros dos países. Así, mostraban que las respuestas de México a los diferentes tipos de choques no eran simétricas con las de Estados Unidos y de Canadá²⁰.

Posteriormente, Dupasquier et al. (1998) hicieron el mismo ejercicio para las regiones de Estados Unidos y Canadá por un lado, y para los países de la Unión Europea, por el otro. En el período 1970-1995, encontraron que los choques de las regiones canadienses y estadounidenses tienen una baja correlación, pero que su dinámica es simétrica, lo que quiere decir que los choques recibidos por alguna región en cualquiera de los países se transmitiría rápidamente hacia las demás

²⁰René Lalonde y Pierre St-Amant, "Áreas de moneda óptima: el caso de México y de Estados Unidos", *Monetaria*, Vol.18, No.4, Centro de Estudios Monetarios Latinoamericanos. Octubre-Diciembre 1995.

regiones de las dos naciones. Para el caso de Europa hallaron baja correlación entre países y poca simetría entre ellos²¹.

Sin embargo, los estudios mencionados antes no se enfocaron directamente en analizar la existencia de efectos diferenciales de la política monetaria en la actividad económica de las regiones ni sus causas. En cambio, Carlino y DeFina (1996 y 1998A)²² investigaron las reacciones de ocho regiones de Estados Unidos frente a un choque de política monetaria, utilizando información 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 *core* (Central)²³, responden de manera similar en magnitud y tiempo con la nación, mientras que las regiones de *Great Lakes, Southwest y Rocky Mountain*, región *no core* (Periférica), reaccionan de manera asimétrica frente al país. Hallaron que las regiones con mayor concentración industrial en el sector manufacturero y con mayor proporción de firmas pequeñas son más sensibles a choques de política monetaria²⁴.

²¹Chandal Dupasquier, René Lalonde y Pierre St-Amant, "Areas monetarias óptimas según se aplican a Canada y Estados Unidos". *Monetaria*. Vol. 21 No.1. Centro de Estudios Monetarios Latinoamericanos. Enero-Marzo 1998.

²²Gerald Carlino y Robert DeFina, "Does Monetary Policy Have Differential Regional Effects?" *Business Review*. Federal Reserve Bank of Philadelphia. March/April 1996.

Gerald Calino y Robert DeFina, "The Differential Regional Effects of Monetary Policy". *The Review of Economics and Statistics*, Vol LXXX, No.4, 1998.

²³ Estas regiones participan con el 68% de la producción total de Estados Unidos para 1980 y contienen el 70% de la población de este país. La definición de estas regiones esta dada por el Bureau of Economic Analysis (BEA). Para mayor información vea la página de Internet www.bea.doc.gov.

²⁴ Estos dos autores han realizado otros análisis de los efectos de la política monetaria a nivel de los estados de la unión americana. Sin embargo, sus resultados no son muy diferentes a los hallados en los trabajos mencionados. Véase Gerald Carlino y Robert DeFina, "The Differential Regional Effects of Monetary Policy: Evidence from the U.S. States". *Working Paper*. No.97-12. Federal Reserve Bank of Philadelphia. September, 1997; y Gerald Carlino y Robert DeFina, "Do

En una aplicación de su trabajo para Europa y utilizando los resultados de Estados Unidos, Carlino y DeFina (1998B) descubrieron que los países de la Unión Europea responden 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 en menor magnitud; y iii) Austria, Bélgica, Portugal, Alemania y Luxemburgo se comportan como el promedio de la unión. Este resultado significaría que la política de reducción de la inflación por parte del Banco Central Europeo generaría mayores costos en términos de variabilidad del producto en unas regiones que en otras. Finalmente 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 tienen barreras o son casi inexistentes²⁵.

De Lucio e Izquierdo (1999) realizaron un análisis de los efectos de una política monetaria en las provincias españolas. Utilizando información de empleo regional entre 1978 y 1998, tasas de inflación regionales y agregados monetarios, encontraron evidencia sobre diferencias significativas en la respuesta de las provincias a un choque monetario común. Mostraron que las respuestas diferenciales estaban relacionadas positivamente con la importancia del sector manufacturero en la producción regional, con la proporción de trabajadores de la

States Respond Differently To Changes in Monetary Policy?, Business Review. Federal Reserve Bank of Philadelphia. July/August 1999.

²⁵Gerald Carlino y Robert DeFina, "Monetary Policy and the U.S. States and Regions: Some Implications for European Monetary Union". Working Paper. No. 98-17. Federal Reserve Bank of Philadelphia. July, 1998.

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 o sin restricciones de crédito en el total de empresas de la región²⁶.

Ramos et al. (2000) construyeron un indicador sintético para medir los efectos de la política monetaria común entre las regiones españolas. Este indicador por región estaba conformado por el peso de los sectores industrial y de la construcción en la producción regional, 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 serían las regiones con mayor respuesta a un choque monetario, mientras que Madrid, Castilla-León, Andalucía, Canarias, País Vasco, Cataluña y la Comunidad Valenciana reaccionarían en menor proporción frente al promedio nacional. Sin embargo, no se precisaron las causas de la respuesta diferente de las regiones españolas²⁷.

Finalmente, Georgopoulos (2001) realizó el mismo ejercicio para las provincias canadienses. Con información mensual de empleo en las provincias, descubrió que *Manitoba*, *Saskatchewan* y *Alberta* responden 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

²⁶ Juan De Lucio y Mario Izquierdo, Op. Cit.

²⁷ Ramos, et al. Op. Cit.

mencionados antes, 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 concluyentes²⁸.

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 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 historia, por la conducta histórica de las demás variables y por un término de error estocástico. Así, todas las variables que están 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.

En este caso particular, en cada sistema VAR se incluyeron 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 y 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

²⁸ George Georgopoulos, Op. Cit.

regional. La segunda variable mide la evolución de los precios en la región, mientras que la última variable es usada como un indicador de política monetaria del Banco Central.

De esta manera, suponga que el vector X_{it} contiene las variables del sistema para la región i ²⁹:

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

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:

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

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

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 centradas³⁰ ($DQ1$, $DQ2$ y $DQ3$),

²⁹ Como se comentó antes, las regiones consideradas en la estimación de los sistemas VAR fueron: la Nación, las áreas metropolitanas de Bogotá, Medellín, Cali, Barranquilla, Bucaramanga, Manizales y Pasto.

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. Para realizar esto es necesario imponer algunas restricciones que permitan identificar los orígenes de los choques asociados con las variables y calcular las funciones de impulso-respuesta del sistema³¹. De manera similar a De Lucio e Izquierdo (1999)³², se impusieron las siguientes restricciones:

³⁰ 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 período 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.

³¹ 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 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, Second Edition, Wiley editors, 1988, capítulo 18 ó Walter Enders, Applied Econometric Time Series, Wiley editors, 1995, capítulo 5.

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

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 diferentes de cero a estimar.

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 es afectada por los choques contemporáneos de las demás variables, es decir que esta se acomoda a cambios en las condiciones de la economía³³.

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

³² Juan De Lucio y Mario Izquierdo, Op. Cit.

³³ También se intentó estimar sistemas de VAR estructural tipo Blanchard y Quah (1989) para cada región, en el cual 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.

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 ningún contacto comercial, financiero, entre otros. 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 considera 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.³⁴

En particular, el modelo SUR está constituido por las ecuaciones de la tasa de crecimiento del ingreso real regional estimadas en cada uno de los sistemas VAR regionales, más las variables de inflación regional y 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 monetaria. En el SUR, estas ecuaciones son reestimadas conjuntamente y adicionalmente se incluyen como variables explicativas la tasa de crecimiento de

³⁴ 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. Introduction to the Theory and Practice of Econometrics, Second Edition, Wiley editores, 1988, capítulo 11.

la inflación y de la base monetaria contemporánea. De esta manera, el modelo SUR se puede representar como:

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

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

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

donde J un vector de unos. Adicionalmente, β_i son los coeficientes SUR a estimar para la región i y e_i son 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 en un período, manteniendo todo lo demás constante. 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 política monetaria.

Debido a la inexistencia de series de PIB regional con periodicidad trimestral, se utilizó como variable de actividad económica los ingresos reales regionales. La fuente de información fue la Encuesta Nacional de Hogares del DANE. De dicha encuesta 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 período base es diciembre de 1998 y la fuente de la 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 período de muestra a considerar es 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 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 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, 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 su comportamiento se dice que esta presenta raíz unitaria, mientras que si el choque sólo genera un cambio temporal en la dinámica de la variable, esta es estacionaria.

Los resultados están en el Anexo 1. Se encontró que las series en niveles de los ingresos reales regionales presentan raíz unitaria, lo mismo que las tasas de inflación 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, ellas 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 diferentes 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 ellas 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 existencia de una tendencia lineal en el vector de cointegración, mientras que no se considera la existencia de dicha tendencia en las variables en diferencias. En el Anexo 2 se especifica la metodología de estimación y los resultados de las pruebas.³⁵

³⁵ 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 Harris, R. (1995), existen pocos casos en que hay una relación cuadrática entre variables económicas, y pocos casos en que no existe 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 H. Hansen y Katarina Juselius, CATS in RATS. Cointegration Analysis of Time Series, Institute of Economics University of Copenhagen, Estima, Evanston, Illinois, USA, 1995.

Se realizaron ocho pruebas de cointegración, uno con información nacional y uno 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 que 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 estimado para Pasto presentaba problemas de autocorrelación³⁶. Finalmente, se encontró evidencia de cointegración para Bucaramanga y Manizales, pero no es claro que se pueda dar una explicación con base en la teoría económica para ello. *En conclusión, existe evidencia para rechazar la existencia de cointegración del ingreso real, la tasa de inflación anual y la base monetaria a nivel nacional y regional.*³⁷

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 uno por cada área metropolitana. En cada modelo VAR se incluyó 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

³⁶ Para Pasto, el modelo VEC estimado presentaba problemas de autocorrelación. Al agregar rezagos para solucionarlo no se mantenía el vector de cointegración.

³⁷ Es posible que este resultado se deba a la existencia de variables excluidas que puedan explicar la dinámica del sistema (v.gr. el gasto fiscal nacional en las regiones y local) que no se han tenido en cuenta en el análisis.

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.

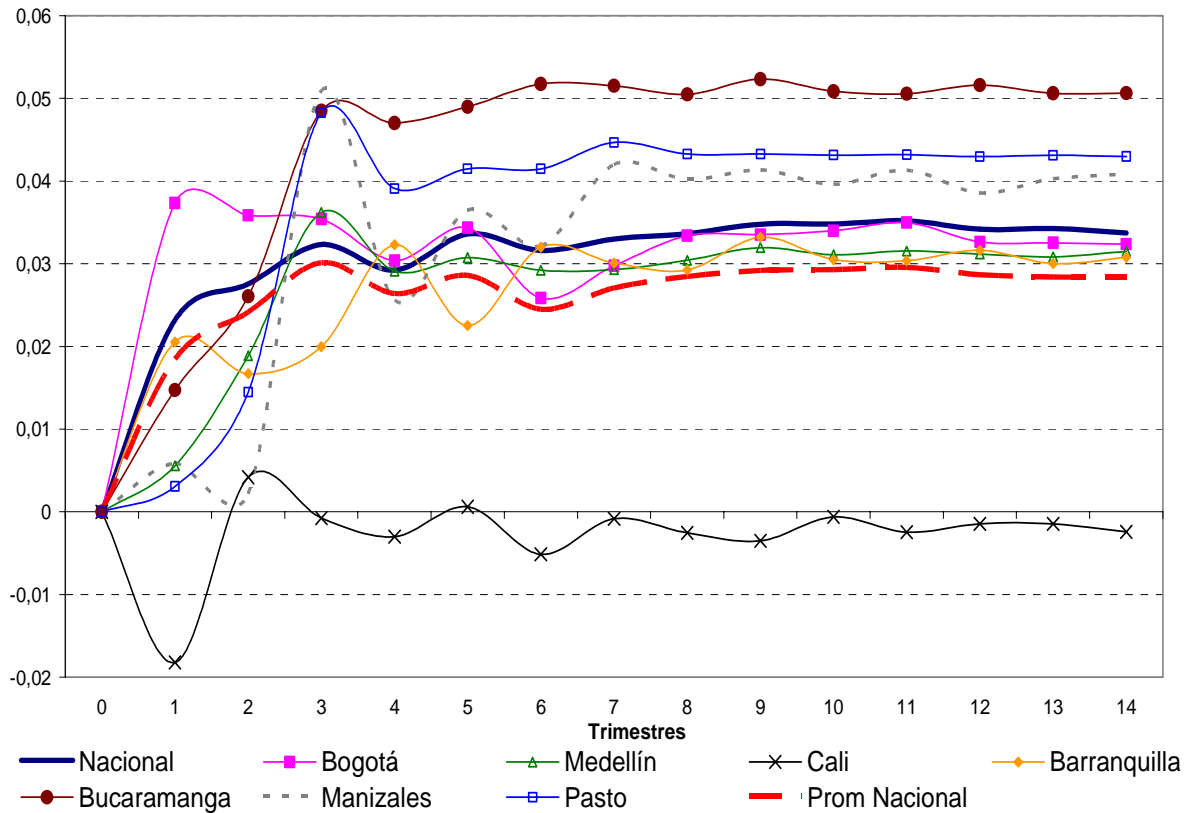
En la elección del número de rezagos de cada VAR se tuvieron en cuenta los criterios de Akaike, Schwartz y Hanna-Quinn³⁸. Para la estimación, se escogió el número de rezagos que minimizara estos criterios y donde se hallaran condiciones óptimas de los residuales (normalidad multivariada y no autocorrelación). En casi todos los casos, el rezago óptimo a estimar fue cuatro, con excepción de Pasto. Los resultados se encuentran en el Anexo 3.

Posteriormente, se estimaron las funciones de impulso-respuesta³⁹ de los sistemas VAR nacional y regionales, usando la ecuación 3. En particular, se 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. En el Gráfico 2 se muestran 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) utilizando como ponderador la participación del empleo de cada ciudad en el total de empleo de siete ciudades.

³⁸ Estos son criterios de selección de rezagos en modelos autorregresivos. Ellos ayudan al investigador a encontrar el (o los) modelo que minimice la suma de los residuales al cuadrado, pero que garantice la no pérdida innecesaria de información (v.gr. 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, *Applied Econometric Time Series*, Wiley editores, 1995, página 88.

³⁹ Las funciones de impulso-respuesta muestran la trayectoria temporal a seguir de 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.

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 ya que llega a su cima después de un trimestre, mientras que Barranquilla es la ciudad más lenta, ya que hace lo mismo después de cuatro trimestres. En

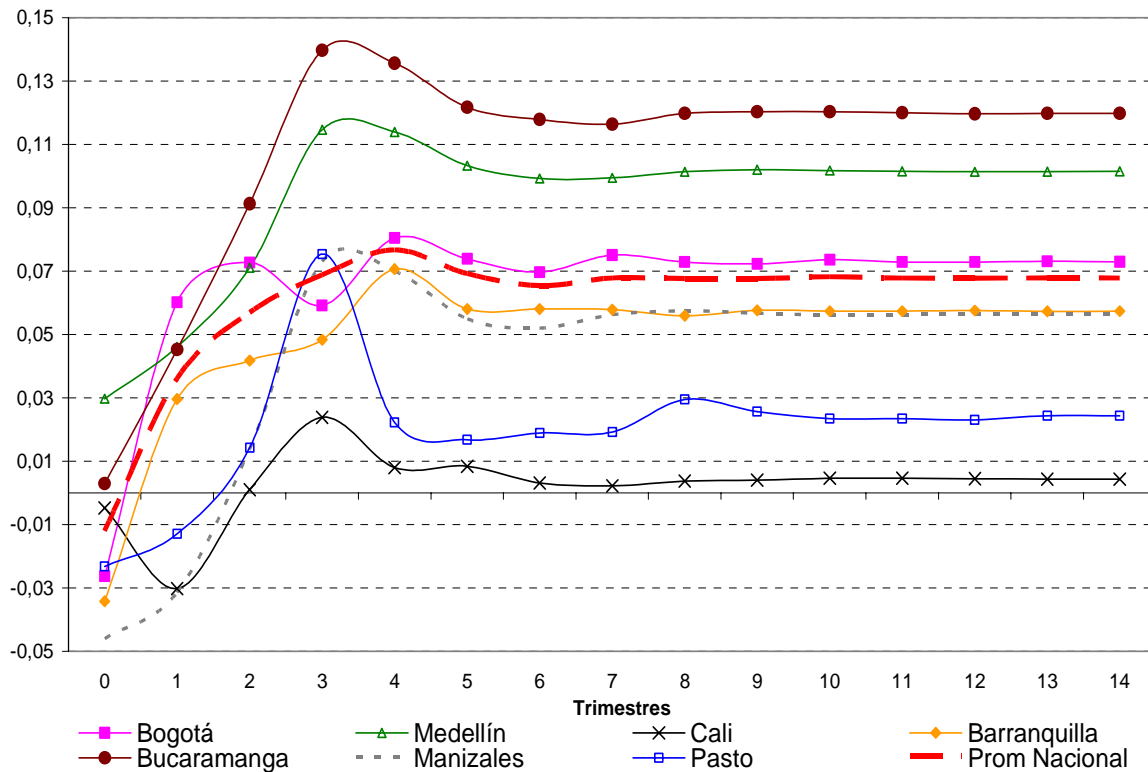
promedio, las ciudades alcanzan su mayor reacción tres trimestres después del choque.

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 ellas 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 muestra los resultados de este ejercicio.⁴⁰

⁴⁰ 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 versus la alterna que 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 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.* Página 456.

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



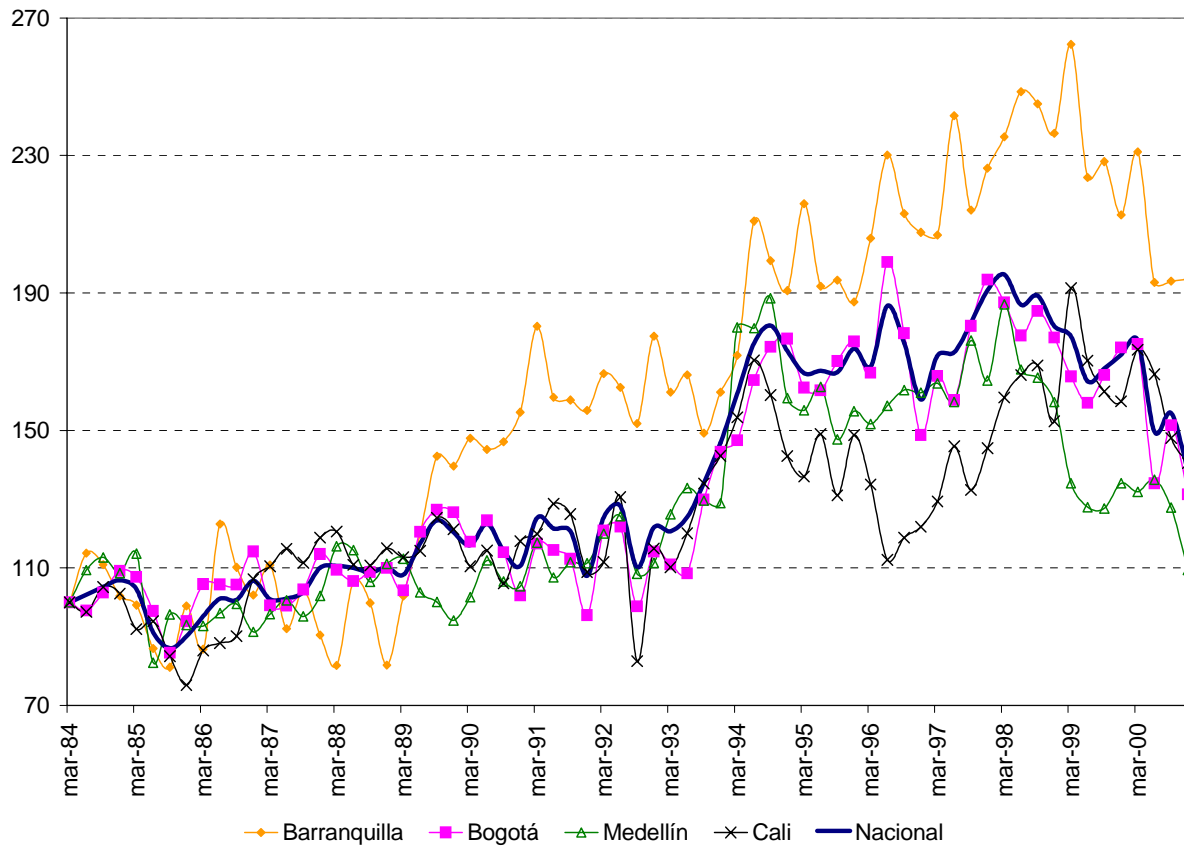
*Respuesta simulada del ingreso real regional después de un cambio de una desviación estándar en la primera diferencia del logaritmo natural de la base monetaria.
Fuente: Cálculos del autor.

En el Gráfico 3 se observa nuevamente que la ciudad que más reacciona frente a un choque de política monetaria es Bucaramanga. También que Bogotá y Barranquilla se comportan de manera similar al promedio nacional y que Cali responde negativamente y se estabiliza alrededor de cero. Sin embargo, se encontró que Medellín reacciona más que el promedio 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 las ciudades alcanzan su máxima reacción después de tres trimestres, en promedio.

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 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, causada por sus choques idiosincrásicos en el mismo período. En efecto, el Gráfico 4 ilustra el ingreso real regional para las ciudades de Bogotá, Medellín, Cali y Barranquilla, y a nivel 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 (5,6%; 5,7%; 6,3%; 7,8% y 5,7%, respectivamente). Sin embargo, entre 1994 y 1996, el ingreso de Cali cayó en 9,2% promedio anual y el de Medellín en 2,4%, mientras que Bogotá, Barranquilla y la Nación crecieron en 7,4%, 7% y 3,5% anual, respectivamente. Finalmente, entre 1997 y 2000, Cali aceleró su ritmo de crecimiento (5,8% anual) frente a Bogotá, Medellín, Barranquilla y la Nación (-3,7%, -4,2%, -0,2% y -2,6%, respectivamente).

**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. Cálculos del autor.

De acuerdo con Guzmán et al. (2001), este comportamiento del ingreso en Cali es resultado de una combinación de choques nacionales y regionales que afectaron el sistema productivo de esta región⁴¹. El proceso de desaceleración económica en 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, estancando 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. Segundo, se hizo el mismo ejercicio para los coeficientes de la tasa de crecimiento de la base monetaria rezagada, de uno a cuatro períodos. Tercero, se evaluó si todas las restricciones del primer y segundo paso se daban simultáneamente. Finalmente, se examinó si la suma de los coeficientes que acompañan a la base monetaria contemporánea y rezagada son iguales en las siete ecuaciones. El Cuadro 3 muestra los resultados del ejercicio.

⁴¹ Alvaro Guzmán, Jaime Escobar, Jorge Hernandez, Carlos Ortiz, “*Coyuntura socio-económica regional*”, en Cidse, Univesidad del Valle, Anuario de investigaciones 2001, octubre, 2001.

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

Hipótesis nula	Estadístico F			Estadístico Chi cuadrado		
	Valor	G.libertad	p-value	Valor	G.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 período 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 período para Bogotá.

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

Fuente: Cálculos del autor.

Como se observa en el Cuadro 3, sólo existe evidencia para rechazar la hipótesis de igualdad en los coeficientes estimados que acompañan a 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 apertura entre regiones *la política monetaria no es una fuente de divergencia en los ciclos económicos regionales.*

VI. CONCLUSIONES

En este documento se analizan 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 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, 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, 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 en Colombia las acciones de la autoridad monetaria no son 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 de ellas tenga que pagar un mayor o menor precio frente a las demás. También implica que todas las regiones se beneficiarían en la misma proporción de una expansión monetaria. Por ello, los planes de estabilización económica mediante la política monetaria no llevarían a resultados diferentes entre las regiones del país.

VII. BIBLIOGRAFÍA

BERNANKE, Ben, y Blinder, Alan, "*Credit, Money and Aggregate Demand*" American Economic Review, No.82, 1988.

BLANCHARD, Olivier Jean y Quah, Danny, "*The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances*". The American Economic Review, Vol. 79, No. 4, 1989.

CARLINO, Gerald y DeFina, Robert, "*Does Monetary Policy Have Differential Regional Effects?*" Business Review, Federal Reserve Bank of Philadelphia, March/April 1996.

CARLINO, Gerald y DeFina, Robert, "*The Differential Regional Effects of Monetary Policy: Evidence from the U.S. States*". Working Paper, No.97-12, Federal Reserve Bank of Philadelphia, September, 1997.

CARLINO, Gerald y DeFina, Robert, "*The Differential Regional Effects of Monetary Policy*". The Review of Economics and Statistics, Vol LXXX, No.4, 1998A.

CARLINO, Gerald y DeFina, Robert, "*Monetary Policy and the U.S. States and Regions: Some Implications for European Monetary Union*". Working Paper, No. 98-17, Federal Reserve Bank of Philadelphia, July, 1998B.

CARLINO, Gerald y DeFina, Robert, "*Do States Respond Differently To Changes in Monetary Policy?*", Business Review, Federal Reserve Bank of Philadelphia. July/August 1999.

CLAVIJO, Sergio, "*Política monetaria y cambiaria en Colombia: Progresos y desafíos (1991-2002)*" Borradores de Economía, No.201, Marzo 2002.

DE LUCIO, Juan e Izquierdo, Mario, "*Local responses to a global monetary policy: The regional structure of financial systems*". Documento de trabajo 99-14, Fundación de Estudios de Economía Aplicada FEDEA, Septiembre 1999.

DUPASQUIER, Chandal, Lalonde, René y St-Amant, Pierre, "*Areas monetarias óptimas según se aplican a Canada y Estados Unidos*". Monetaria, Vol. 21 No.1, Centro de Estudios Monetarios Latinoamericanos, Enero-Marzo 1998.

ENDERS, Walter, Applied Econometric Time Series, Wiley editores, 1995.

GEORGOPOULOS, George, "*Measuring Regional Effects of Monetary Policy in Canada*", Mimeo, Department of Economics, University of Toronto. January 2001.

GUZMÁN, Alvaro, Escobar, Jaime, Hernandez, Jorge, Ortiz, Carlos, “*Coyuntura socio-económica regional*”, en Cidse, Univesidad del Valle, Anuario de investigaciones 2001, octubre, 2001.

HARRIS, R., Using Cointegration Analysis in Econometric Modelling, Prentice Hall, 1995.

HERNANDEZ, Antonio y Tolosa, José, “*La Política Monetaria en Colombia en la segunda mitad de los años noventa*”, Borradores de Economía, No.172, Marzo 2001.

JOHANSEN, S., “*Statistical analysis of cointegration vectors*”, Journal of Economic Dynamics and Control, 12,1988.

JUDGE, G., Griffiths, W., Hill, R.C., Lütkepohl, H. Y Lee, T. Introduction to the Theory and Practice of Econometrics, Second Edition, Wiley editores, 1988.

KALMANOVITZ, Salomón, “*EL BANCO DE LA REPÚBLICA como institución independiente*”, Borradores de Economía, No.190, Septiembre 2001.

KASHYAP, Anil y Stein, Jeremy, “*The Impact of Monetary Policy on Bank Balance Sheets*”. Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy No.42. 1995.

LALONDE, René y St-Amant, Pierre, “*Áreas de moneda óptima: el caso de México y de Estados Unidos*”. Monetaria, Vol.18. No.4, Centro de Estudios Monetarios Latinoamericanos, Octubre-Diciembre 1995.

MELTZER, Allan, “*Monetary, Credit and (Other) Transmission Processes: A Monetarist Perspective*” Journal of Economic Perspectives, Vol. 9, Fall 1995.

RAMOS, Raúl, Clar, Miguel y 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.

RODRIGUEZ Fuentes, Carlos J., Política monetaria y economía regional, Consejo Económico y Social, España,1997.

SCOTT, Ira, “*The Regional Impact of Monetary Policy*”. Quarterly Journal of Economics, Vol.69 (2), 1955.

URRUTIA, Miguel, “*UNA VISION ALTERNATIVA: La Política Monetaria y Cambiaria en la Última Década*”, Borradores de Economía, No.207, Mayo 2002.

ZUCCARDI, Igor Esteban, “*Los ciclos económicos regionales en Colombia,1986-2000*”, Revista del Banco de la República, Vol.LXXV No.891, Enero 2002.

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%)	Resultado	
LIRR Nacional	τ_{μ} : -1,412	-2,90	0,41	R. unitaria	η_{μ} : 0,8365	0,463	R.unitaria	R.unitaria
LIRR Bogotá	τ_{μ} : -1,265	-2,91	0,32	R. unitaria	η_{μ} : 0,7904	0,463	R.unitaria	R.unitaria
LIRR Medellín	τ_{μ} : -1,459	-2,90	0,31	R. unitaria	η_{μ} : 0,6884	0,463	R.unitaria	R.unitaria
LIRR Cali	τ_{μ} : -2,340	-2,90	0,36	R. unitaria	η_{μ} : 0,7985	0,463	R.unitaria	R.unitaria
LIRR Barranquilla	τ_{μ} : -1,092	-2,90	0,77	R. unitaria	η_{μ} : 0,8604	0,463	R.unitaria	R.unitaria
LIRR Bucaramanga	τ_{μ} : -1,174	-2,90	0,53	R. unitaria	η_{μ} : 0,7588	0,463	R.unitaria	R.unitaria
LIRR Manizales	τ_{τ} : -5,176	-3,47	0,57	Estacionario	η_{μ} : 0,76163	0,463	R.unitaria	R.unitaria*
LIRR Pasto	τ_{τ} : -4,555	-3,47	0,55	Estacionario	η_{μ} : 0,85934	0,463	R.unitaria	R.unitaria*
π Nacional	τ_{τ} : -2,280	-3,48	0,47	R. unitaria	η_{τ} : 0,23018	0,146	R.unitaria	R.unitaria
π Bogotá	τ_{τ} : -1,588	-3,49	0,47	R. unitaria	η_{τ} : 0,22789	0,146	R.unitaria	R.unitaria
π Medellín	τ_{τ} : -1,324	-3,48	0,51	R. unitaria	η_{τ} : 0,20981	0,146	R.unitaria	R.unitaria
π Cali	τ_{τ} : -0,661	-3,48	0,77	R. unitaria	η_{τ} : 0,24484	0,146	R.unitaria	R.unitaria
π Barranquilla	τ : -0,859	-1,95	0,69	R. unitaria	η_{μ} : 0,36261	0,463	Estacionario	R.unitaria*
π Bucaramanga	τ_{τ} : -1,577	-3,48	0,35	R. unitaria	η_{τ} : 0,23175	0,146	R.unitaria	R.unitaria
π Manizales	τ_{τ} : -2,462	-3,49	0,86	R. unitaria	η_{τ} : 0,23630	0,146	R.unitaria	R.unitaria
π Pasto	τ : -0,753	-1,95	0,43	R. unitaria	η_{τ} : 0,50976	0,463	R.unitaria	R.unitaria
Lbase monetaria	τ_{μ} : -1,299	-2,91	0,33	R. unitaria	η_{μ} : 0,93715	0,463	R.unitaria	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.-2,9048), para el ingreso real de Pasto es $-1,8910$ (V.C.-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.

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	τ_t : -3,828	-3,47	0,39	Estacionario	η_t : 0,13923	0,146	Estacionario	Estacionario
Δ LIRR Bogotá	τ_μ : -4,135	-2,90	0,31	Estacionario	η_μ : 0,16317	0,463	Estacionario	Estacionario
Δ LIRR Medellín	τ_t : -9,845	-3,47	0,32	Estacionario	η_t : 0,13640	0,146	Estacionario	Estacionario
Δ LIRR Cali	τ_t : -11,541	-3,47	0,62	Estacionario	η_t : 0,0539	0,146	Estacionario	Estacionario
Δ LIRR Barranquilla	τ_t : -11,395	-3,47	0,42	Estacionario	η_t : 0,0998	0,146	Estacionario	Estacionario
Δ LIRR Bucaramanga	τ_t : -12,667	-3,47	0,66	Estacionario	η_t : 0,1168	0,146	Estacionario	Estacionario
Δ LIRR Manizales	τ_t : -12,667	-3,47	0,66	Estacionario	η_t : 0,09752	0,146	Estacionario	Estacionario
Δ LIRR Pasto	τ_t : -7,361	-3,47	0,71	Estacionario	η_t : 0,11877	0,146	Estacionario	Estacionario
$\Delta\pi$ Nacional	τ_t : -4,805	-3,48	0,82	Estacionario	η_t : 0,05703	0,146	Estacionario	Estacionario
$\Delta\pi$ Bogotá	τ_t : -5,472	-3,48	0,41	Estacionario	η_t : 0,05055	0,146	Estacionario	Estacionario
$\Delta\pi$ Medellín	τ_t : -7,068	-3,48	0,46	Estacionario	η_t : 0,06484	0,146	Estacionario	Estacionario
$\Delta\pi$ Cali	τ_t : -8,113	-3,48	0,67	Estacionario	η_t : 0,07913	0,146	Estacionario	Estacionario
$\Delta\pi$ Barranquilla	τ_t : -4,535	-3,48	0,53	Estacionario	η_t : 0,05798	0,146	Estacionario	Estacionario
$\Delta\pi$ Bucaramanga	τ_t : -3,885	-3,48	0,32	Estacionario	η_t : 0,06653	0,146	Estacionario	Estacionario
$\Delta\pi$ Manizales	τ_t : -4,633	-3,49	0,97	Estacionario	η_t : 0,06730	0,146	Estacionario	Estacionario
$\Delta\pi$ Pasto	τ : -0,878	-1,95	0,41	R. unitaria	η_μ : 0,15903	0,463	Estacionario	Estacionario**
Δ Lbase monetaria	τ : -0,779	-1,95	0,41	R. unitaria	η_μ : 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 encontró que el estadístico es $-12,36292$ (V.C.-1,9453) y para la primera diferencia de la base monetaria es $-8,522413$ (V.C.-3,4779). Así, en los dos casos existe evidencia para rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria, por lo cual se consideran 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 existencia de una tendencia lineal en el vector de cointegración, mientras que no se considera la existencia de dicha tendencia en las variables en diferencias.

Se realizaron ocho pruebas de cointegración, uno con información nacional y uno 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 hizo 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

a estimar se eligieron utilizando el criterio de Pantula¹. 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.
- 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

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), 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.

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

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.

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 Pruebas de cointegración de Johansen (1988)
(Pruebas de la traza, normalidad y autocorrelación)

Áreas metropolitanas	No. Vectores	Rezago	Modelo	Traza (5%)*		Normalidad(5%)		Autocorrelación (5%)					
				Estad	Valor Crítico	Chisq (1)	p-value	Ljung-Box		Prueba LM(1)		Prueba LM(4)	
								Chisq15	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 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)	Elementos determinísticos		Variables	
					Estad.	Chisq (5)	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
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
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
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

Fuente: Cálculos del autor.

ANEXO 3: Pruebas de normalidad multivariada y autocorrelación sistemas VAR regionales

Para el cálculo de la reacción de las regiones frente a un choque de política monetaria se realizaron sistemas VAR a nivel nacional y para cada una de las áreas metropolitanas: Bogotá, Medellín, Cali, Barranquilla, Bucaramanga, Manizales y Pasto. En cada modelo VAR se incluyó 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 tuvo 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.

¹En 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 período.

Cuadro A4: Criterios de información, pruebas de Portmanteau ajustado y Normalidad multivariada 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

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 Portmanteau	Normalidad		
		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 Portmanteau	Normalidad		
		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.

"DOCUMENTOS DE TRABAJO SOBRE ECONOMIA REGIONAL"

<u>No.</u>	<u>Autor</u>	<u>Título</u>	<u>Fecha</u>
01	Joaquín Viloria de la Hoz	Café Caribe: la economía cafetera en la Sierra Nevada de Santa Marta	Noviembre, 1997
02	María M. Aguilera Díaz	Los cultivos de camarones en la costa Caribe colombiana	Abril, 1998
03	Jaime Bonet Morón	Las exportaciones de algodón del Caribe colombiano	Mayo, 1998
04	Joaquín Viloria de la Hoz	La economía del carbón en el Caribe colombiano	Mayo, 1998
05	Jaime Bonet Morón	El ganado costeño en la feria de Medellín, 1950 – 1997	Octubre, 1998
06	María M. Aguilera Díaz Joaquín Viloria de la Hoz	Radiografía socio-económica del Caribe Colombiano	Octubre, 1998
07	Adolfo Meisel Roca	¿Por qué perdió la Costa Caribe el siglo XX?	Enero, 1999
08	Jaime Bonet Morón Adolfo Meisel Roca	La convergencia regional en Colombia: una visión de largo plazo, 1926 - 1995	Febrero, 1999
09	Luis Armando Galvis A. María M. Aguilera Díaz	Determinantes de la demanda por turismo hacia Cartagena, 1987-1998	Marzo, 1999
10	Jaime Bonet Morón	El crecimiento regional en Colombia, 1980-1996: Una aproximación con el método <i>Shift-Share</i>	Junio, 1999
11	Luis Armando Galvis A.	El empleo industrial urbano en Colombia, 1974-1996	Agosto, 1999
12	Jaime Bonet Morón	La agricultura del Caribe Colombiano, 1990-1998	Diciembre, 1999
13	Luis Armando Galvis A.	La demanda de carnes en Colombia: un análisis econométrico	Enero, 2000
14	Jaime Bonet Morón	Las exportaciones colombianas de banano, 1950 – 1998	Abril, 2000
15	Jaime Bonet Morón	La matriz insumo-producto del Caribe colombiano	Mayo, 2000
16	Joaquín Viloria de la Hoz	De Colpuertos a las sociedades portuarias: los puertos del Caribe colombiano	Octubre, 2000
17	María M. Aguilera Díaz Jorge Luis Alvis Arrieta	Perfil socioeconómico de Barranquilla, Cartagena y Santa Marta (1990-2000)	Noviembre, 2000
18	Luis Armando Galvis A. Adolfo Meisel Roca	El crecimiento económico de las ciudades colombianas y sus determinantes, 1973-1998	Noviembre, 2000
19	Luis Armando Galvis A.	¿Qué determina la productividad agrícola departamental en Colombia?	Marzo, 2001
20	Joaquín Viloria de la Hoz	Descentralización en el Caribe colombiano: Las finanzas departamentales en los noventas	Abril, 2001
21	María M. Aguilera Díaz	Comercio de Colombia con el Caribe insular, 1990-1999.	Mayo, 2001
22	Luis Armando Galvis A.	La topografía económica de Colombia	Octubre, 2001
23	Juan David Barón R.	Las regiones económicas de Colombia: Un análisis de <i>clusters</i>	Enero, 2002
24	María M. Aguilera Díaz	Magangué: Puerto fluvial bolivarense	Enero, 2002
25	Igor Esteban Zuccardi H.	Los ciclos económicos regionales en Colombia, 1986-2000	Enero, 2002
26	Joaquín Vilorda de la Hoz	Cereté: Municipio agrícola del Sinú	Febrero, 2002
27	Luis Armando Galvis A.	Integración regional de los mercados regionales en Colombia, 1984-2000	Febrero, 2002

28	Joaquín Viloria de la Hoz	Riqueza y despilfarro: La paradoja de las regalías en Barrancas y Tolú	Junio, 2002
29	Luis Armando Galvis A.	Determinantes de la migración interdepartamental en Colombia, 1988-1993	Junio, 2002
30	María M. Aguilera Díaz	Palma africana en la Costa Caribe: Un semillero de empresas solidarias	Julio, 2002
31	Juan David Barón R.	La inflación en las ciudades de Colombia: Una evaluación de la paridad del poder adquisitivo	Julio, 2002
32	Igor Esteban Zuccardi H.	Efectos regionales de la política monetaria.	Julio, 2002