



ADOLFO MEISEL ROCA
(EDITOR)

Macroeconomía y regiones en Colombia



Colección de Economía Regional
Banco de la República

Macroeconomía y regiones en Colombia



Colección de Economía Regional
Banco de la República

INSTITUCIÓN
Y
SIGNIFICADO

INSTITUCIÓN
Y
SIGNIFICADO

ADOLFO MEISEL ROCA
(editor)

Macroeconomía y regiones en Colombia



Colección de Economía Regional
Banco de la República

Macroeconomía y regiones en Colombia. – Adolfo Meisel Roca (Editor).–

Cartagena : Banco de la República, 2004.

334 p. : il. ; 20 cm. – (Colección de económica regional)

Incluye bibliografía.

1. Macroeconomía - Colombia 2. Mercado laboral - Colombia - 1984-2000 3. Política monetaria - Colombia 4. Ciclos económicos - Colombia 5. Migración interna - Aspectos económicos - Colombia
I. Meisel Roca, Adolfo 1954- , ed. II. Serie

339.00986 cd 20 ed.

AHU6883

CEP-Banco de la República-Biblioteca Luis-Angel Arango

Primera edición

Banco de la República

Abril de 2004

ISBN: 958-664-144-9

*Diseño de portada
y páginas interiores*

Camila Cesarino Costa

Ilustración de portada

Juan Carlos Nichols

Derechos reservados

Banco de la República

Preprensa

Contextos Gráficos

Impresión

Litografía Sánchez Ltda.

Bogotá, Colombia.

CONTENIDO

9	Prólogo <i>Adolfo Meisel Roca</i>
✓ 14	Efectos regionales de la política monetaria en Colombia <i>Igor Esteban Zuccardi Huertas</i>
✓ 58	La inflación en las ciudades de Colombia: una evaluación de la paridad del poder adquisitivo <i>Juan David Barón Rivera</i>
✓ 110	Los ciclos económicos regionales en Colombia <i>Igor Esteban Zuccardi Huertas</i>
✓ 152	La descentralización y las disparidades económicas regionales en Colombia en la década de 1990 <i>Juan David Barón R.; Adolfo Meisel Roca</i>
✓ 218	Integración regional de los mercados laborales en Colombia, 1984-2000 <i>Luis Armando Galvis Aponte</i>
✓ 256	Determinantes de la migración interdepartamental en Colombia, 1988-1993 <i>Luis Armando Galvis Aponte</i>
✓ 288	¿Qué sucedió con las disparidades económicas regionales en Colombia entre 1980 y 2000? <i>Juan David Barón R.</i>

Prólogo

EN MUCHOS PAÍSES LOS BANCOS CENTRALES desarrollan una activa y valiosa labor de investigación, no sólo en los temas macroeconómicos, lo cual se requiere para orientar su operación, sino también en el campo de la economía regional. Consideramos que esta situación no es fortuita sino, más bien, fruto de las ventajas e intereses que los bancos centrales tienen en este campo. Por esa razón, el Banco de la República estableció en 1997 el Centro de Estudios Económicos Regionales (CEER) en la sucursal de Cartagena. El objetivo de éste es el de analizar la economía nacional desde la estructura y evolución de sus principales regiones, utilizando los métodos analíticos de la economía regional, tales como matrices de insumo-producto, convergencia, cambio y participación y base económica.

Los bancos centrales tienen al menos tres ventajas sobre otras ramas del gobierno para la realización de estudios económicos regionales. La más obvia es que en la mayoría de los países relativamente grandes y medianos los bancos centrales tienen una amplia red de sucursales o agencias. En Estados Unidos, por ejemplo, el Federal Reserve Bank está compuesto de 12 bancos regionales, los cuales a su vez tienen un total de 25 sucursales. Un caso similar ocurre en Alemania con el Bundesbank. En el caso de Colombia, el Banco de la República tiene oficinas en 28 ciudades.

Contar con una amplia red de oficinas que abarca toda la geografía, le permite a los bancos centrales un mayor acceso a la información, familiaridad con las problemáticas regionales y clara percepción del comportamiento económico, en comparación con otras entidades nacionales como los departamentos de planeación o los ministerios de hacienda. Esa presencia regional permanente reduce los costos de consecución de la información y sensibiliza a los funcionarios para que puedan prestar mayor atención a las particularidades locales del ciclo económico y de las tendencias de largo plazo.

Una segunda ventaja que tienen los bancos centrales para adelantar estudios sobre economías locales es que sus actividades financieras, y en algunos casos de provisión de billetes y monedas, requieren una infraestructura y capacidad administrativa de muy buena calidad. Dada la existencia de esa capacidad instalada, los costos administrativos que se generan al agregar la labor de investigación económica regional son relativamente reducidos, ya que entran a compartir buena parte de los recursos existentes. Es decir, la investigación económica regional se beneficia de lo que los economistas denominan las economías de alcance: los costos de agregar un nuevo producto a la oferta de servicios son menores, pues utiliza la infraestructura gerencial, administrativa y física existente.

El tercer factor que llevan a cabo es el alto nivel técnico y la continuidad de los profesionales situación que es usual en estas instituciones en la mayoría de los países. La razón por la cual ésta es una característica que distingue a los bancos centrales de casi todo el mundo es que, a la larga, resultaría mucho más costoso seguir un curso de acción contrario con bajos salarios, personal poco calificado y alta rotación, ya que una política monetaria mal encaminada o inestable reduce el crecimiento económico de largo plazo y crea problemas en la distribución del ingreso.

Con un grupo profesional que ofrezca mayor estabilidad, poco frecuente en otras ramas del gobierno, al menos en los países en vía de desarrollo, los bancos centrales pueden tener un gran impacto en los estudios económicos regionales, con una inversión relativamente reducida de recursos, debido a la continuidad en las tareas que se proponen lograr. De esa manera pueden recopilar, analizar y difundir información regional en forma permanente y sin que esa labor se vea afectada por los cambios de gobierno u otros vaivenes institucionales. Se logra, además, un conocimiento acumulativo que permite la elevación de la calidad en la producción intelectual.

Además de tener ventajas comparativas para adelantar estudios económicos regionales, los bancos centrales tienen motivaciones muy claras para involucrarse en este campo. La más importante es que en los países grandes y medianos las políticas macroeconómicas a menudo no son neutrales en su impacto regional y, por lo tanto, se hace necesario que se les haga un seguimiento en este sentido. Para Estados Unidos, por ejemplo, los estudios de Gerald Carlino y Robert DeFina en el Federal Reserve Bank of Philadelphia, encontraron que de las ocho regiones en que dividieron al país, cinco responden de manera similar a los choques de la política monetaria (New

England, Mideast, Plains, Southeast y Farwest), mientras que tres reaccionan en forma asimétrica (Great Lakes, Southwest y Rocky Mountains).

Para Colombia, Igor Zuccardi realizó en el Centro de Estudios Económicos Regionales del Banco de la Republica en Cartagena, una investigación sobre el impacto regional de las políticas monetarias utilizando información para siete ciudades en el periodo 1984-2000. Sus resultados indican que en nuestro país no hay evidencia estadística para rechazar la hipótesis de reacciones iguales de las regiones frente a un choque monetario común. Por lo tanto, se puede afirmar que "...en Colombia las acciones de la autoridad monetaria no son una fuente de divergencia en los ciclos económicos de las regiones" (Zuccardi, 2002).

Otra motivación que tienen algunos bancos centrales para fomentar la labor de investigación en temas económicos regionales, es que en casi todos los países del mundo hay un rezago grande en el anuncio de las cifras sobre actividad económica regional y que es aún mayor que el que existe para las correspondientes al nivel nacional. Esto sucede incluso en los países desarrollados. Por esa razón, si no hay una capacidad investigativa sobre la marcha de las economías regionales en las sucursales, es muy difícil para los bancos centrales saber qué está ocurriendo a nivel local.

Para subsanar las dificultades creadas por el gran rezago en la disponibilidad de las estadísticas económicas regionales, los doce bancos del Federal Reserve System utilizan un informe denominado el *Beige Book* para presentar las condiciones económicas locales. Cada uno de los bancos usa metodologías distintas para elaborar este informe, pero todos incluyen entrevistas con empresarios y algún tipo de encuesta. Luego, uno de los bancos realiza un resumen nacional de los doce informes. Se ha encontrado que el índice que se construye en esos resúmenes, a partir de la información regional cualitativa, está estrechamente asociado con el crecimiento tanto del producto interno bruto del trimestre respectivo como del que le sigue.

Por último, hay que señalar que la geografía económica y el tamaño de los países también influyen en qué tan involucrados están los bancos centrales en los estudios económicos regionales. En los países más pequeños la economía puede estar suficientemente integrada y poco diferenciada como para que las tendencias económicas sean muy similares en cualquier parte de su territorio. En los países grandes puede suceder que hay una gran diferenciación en las estructuras económicas, las cuales pueden ser el resultado de dotaciones naturales diferentes o fruto de la especialización, como resultado de la itera-

ción entre las economías de escala y la competencia imperfecta, como lo ha ilustrado Paul Krugman en sus modelos de crecimiento regional.

En el caso de los países relativamente pequeños y con una ciudad con clara hegemonía económica, como Chile, por ejemplo, el banco central puede operar con una única sede y sin involucrarse en los estudios económicos regionales. En el otro extremo estaría la mayor economía del mundo, la de Estados Unidos, con una red nacional de la banca central, en donde la investigación en el área de economía regional es esencial para su labor.

Colombia parece ser un caso intermedio en cuanto a la pertinencia de los estudios económicos regionales para la labor de la banca central. Es por esta razón que para una buena relación de largo plazo con las diferentes regiones, las cuales aún pesan mucho en la vida colombiana, seguir fortaleciendo los estudios económicos regionales es de gran relevancia para el banco central.

En este libro se incluyen siete trabajos en los cuales se aprecian con claridad las interrelaciones entre la evolución macroeconómica de Colombia y las regiones que la componen. En varios casos (ciclos, inflación, política monetaria) los movimientos nacionales y regionales en buena medida coinciden. Es por ello que resulta tan importante el estudio de esas relaciones. Los trabajos fueron realizados por Armando Galvis, Igor Zuccardi, Juan David Barón y Adolfo Meisel, economistas del Centro de Estudios Económicos Regionales (CEER) del Banco de la República en Cartagena.

ADOLFO MEISEL ROCA

Efectos regionales de la política monetaria en Colombia

IGOR ESTEBAN ZUCCARDI HUERTAS*

I Introducción

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

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

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

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

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

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

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

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

II Marco teórico

a. La política monetaria y sus canales de transmisión

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

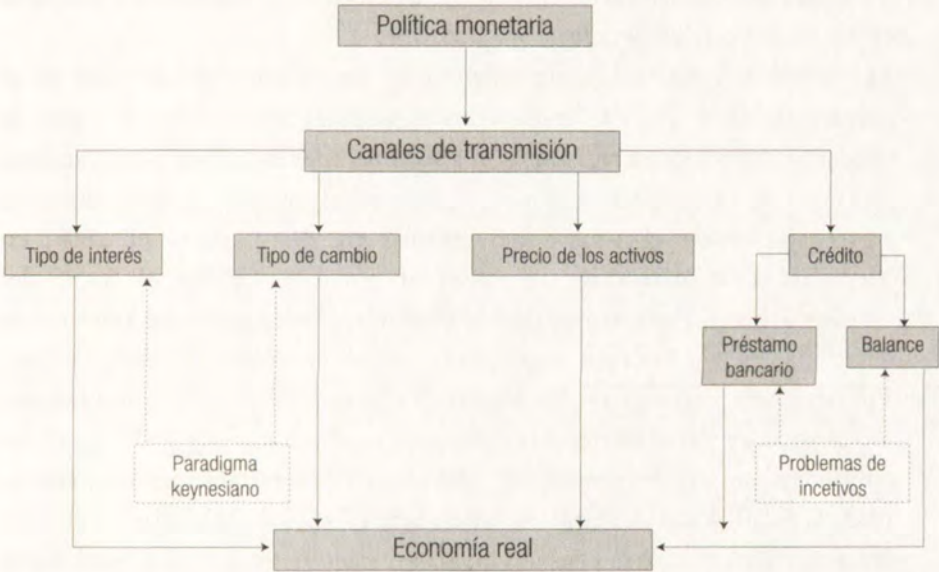
⁷ M. Miller; F. Modigliani, "Dividend Policy, Growth and the Valuation of Shares", en *Journal of Business*, núm. 34, octubre de 1961.

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

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

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

Figura 1. Canales de transmisión de la política monetaria



FUENTE: Ramos *et al.* (2000),⁹

⁹ Ramos, *et al.*, *op. cit.*

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

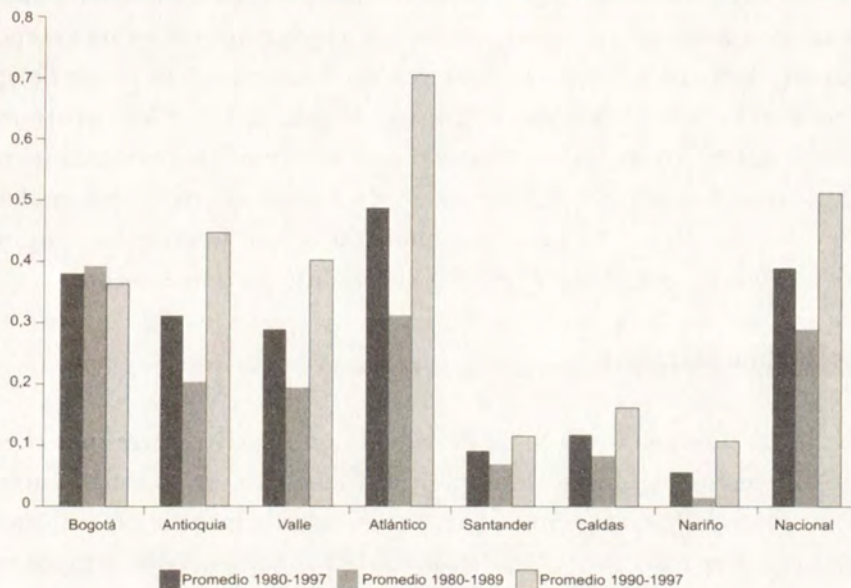
¹⁴ Juan De Lucio; Mario Izquierdo, "Local Responses to a Global Monetary Policy: The Regional Structure of Financial Systems", *Documento de trabajo*, núm. 99-14. Fundación de Estudios de Economía Aplicada FEDEA, septiembre de 1999. Adicionalmente, estos autores consideran que las diferencias entre regiones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

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

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

¹⁷ Ramos, *et al.*, *op. cit.*

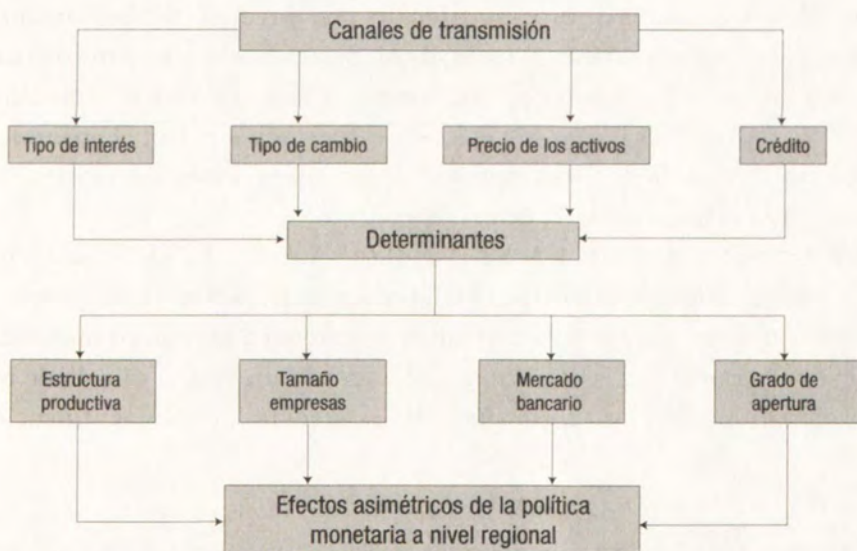
Gráfico 1. Coeficientes de grado de apertura por regiones, 1980-1997*



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

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

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



FUENTE: Ramos *et al.*¹⁷ Modificaciones realizadas por el autor.

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

III Revisión de literatura

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

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

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

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

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

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

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

¹⁹ Rodríguez Fuentes, *op. cit.*

²⁰ Ramos, *et al.*, *op. cit.*

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

²⁷ De Lucio; Izquierdo, *op. cit.*

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

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

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

IV Metodología

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

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

²⁸ Ramos, *et al.*, *op. cit.*

²⁹ Georgopoulos, *op. cit.*

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

³³ De Lucio; Izquierdo, *op. cit.*

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

V Estimación y resultados

a. Base de datos

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

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

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

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

b. Pruebas de raíz unitaria

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

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

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

c. Prueba de cointegración

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

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

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

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

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

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

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

d. Estimación y resultados de los sistemas VAR regionales

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

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

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

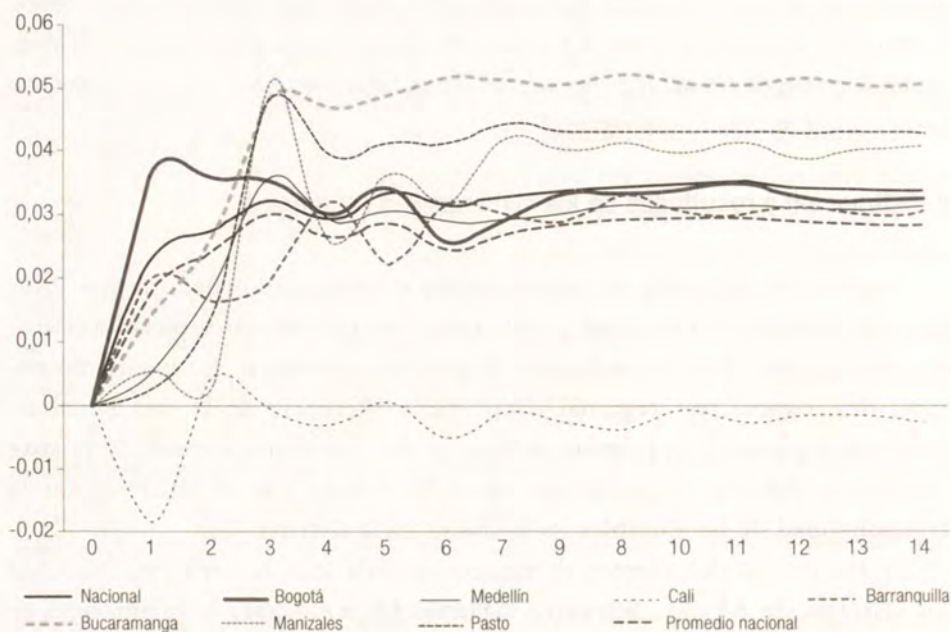
³⁷ Para Pasto, el modelo VEC estimado presentaba problemas de autocorrelación. Al agregar rezagos para solucionarlo, el vector de cointegración no se mantenía.

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

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

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

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



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

FUENTE: Cálculos del autor.

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

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

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

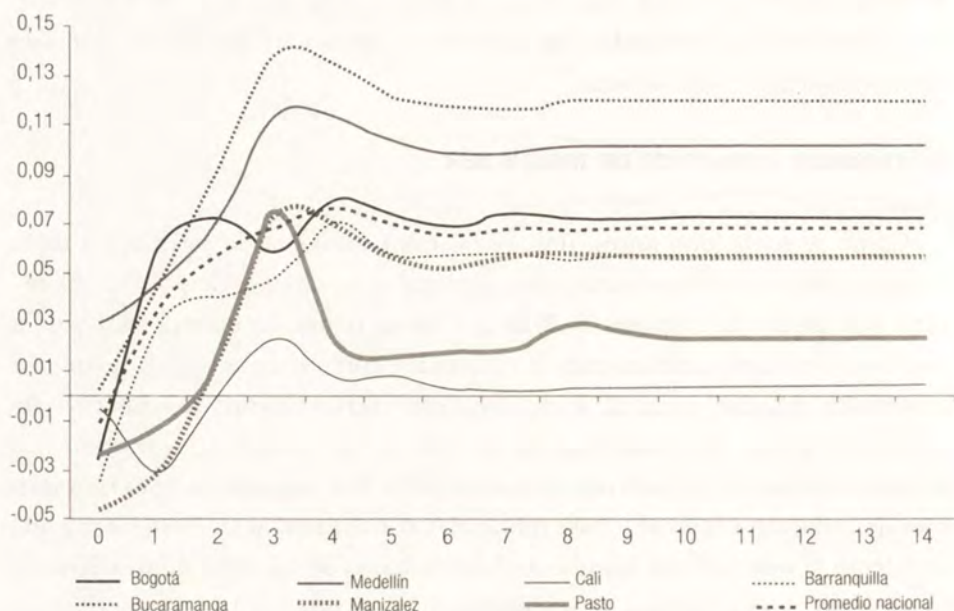
e. Estimación y resultado del modelo SUR

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

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

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

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



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

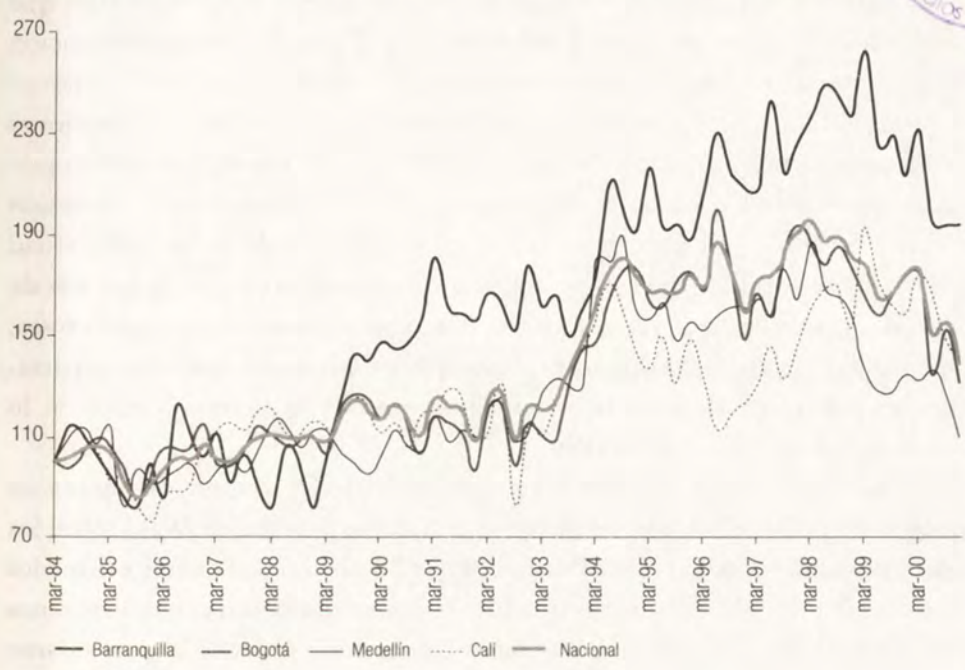
FUENTE: Cálculos del autor.

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

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

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

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



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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

FUENTE: Cálculos del autor.

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

VI Conclusiones

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

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

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

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	
Log IRR Nacional	$\tau\mu$: -1,412	-2,90	0,41	R. unitaria	$\eta\mu$: 0,8365	0,463	R. unitaria	R. unitaria
Log IRR Bogotá	$\tau\mu$: -1,265	-2,91	0,32	R. unitaria	$\eta\mu$: 0,7904	0,463	R. unitaria	R. unitaria
Log IRR Medellín	$\tau\mu$: -1,459	-2,90	0,31	R. unitaria	$\eta\mu$: 0,6884	0,463	R. unitaria	R. unitaria
Log IRR Cali	$\tau\mu$: -2,340	-2,90	0,36	R. unitaria	$\eta\mu$: 0,7985	0,463	R. unitaria	R. unitaria
Log IRR Barranquilla	$\tau\mu$: -1,092	-2,90	0,77	R. unitaria	$\eta\mu$: 0,8604	0,463	R. unitaria	R. unitaria
Log IRR Bucaramanga	$\tau\mu$: -1,174	-2,90	0,53	R. unitaria	$\eta\mu$: 0,7588	0,463	R. unitaria	R. unitaria
Log IRR Manizales	$\tau\mu$: -5,176	-3,47	0,57	Estacionario	$\eta\mu$: 0,76163	0,463	R. unitaria	R. unitaria*
Log IRR Pasto	$\tau\mu$: -4,555	-3,47	0,55	Estacionario	$\eta\mu$: 0,85934	0,463	R. unitaria	R. unitaria*
π Nacional	$\tau\mu$: -2,280	-3,48	0,47	R. unitaria	$\eta\tau$: 0,23018	0,146	R. unitaria	R. unitaria
π Bogotá	$\tau\mu$: -1,588	-3,49	0,47	R. unitaria	$\eta\tau$: 0,22789	0,146	R. unitaria	R. unitaria
π Medellín	$\tau\mu$: -1,324	-3,48	0,51	R. unitaria	$\eta\tau$: 0,20981	0,146	R. unitaria	R. unitaria
π Cali	$\tau\mu$: -0,661	-3,48	0,77	R. unitaria	$\eta\tau$: 0,24484	0,146	R. unitaria	R. unitaria
π Barranquilla	τ : -0,859	-1,95	0,69	R. unitaria	$\eta\mu$: 0,36261	0,463	Estacionario	R. unitaria*
π Bucaramanga	$\tau\mu$: -1,577	-3,48	0,35	R. unitaria	$\eta\tau$: 0,23175	0,146	R. unitaria	R. unitaria
π Manizales	$\tau\mu$: -2,462	-3,49	0,86	R. unitaria	$\eta\tau$: 0,23630	0,146	R. unitaria	R. unitaria
π Pasto	τ : -0,753	-1,95	0,43	R. unitaria	$\eta\tau$: 0,50976	0,463	R. unitaria	R. unitaria
Log base monetaria	$\tau\mu$: -1,299	-2,91	0,33	R. unitaria	$\eta\mu$: 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. es -2,9048), para el ingreso real de Pasto es -1,8910 (V.C. es -2,9048) y para la inflación de Barranquilla es -0,93836 (V.C. -2,9048). Así, en los tres casos no existe evidencia para rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria.

Anexo 1. Pruebas de Raíz Unitaria. Ingreso real regional, inflación regional y base monetaria

Cuadro A1: Resultados de Pruebas de Raíz Unitaria (continuación)

Variable	Dickey-Fuller Aumentado				KPSS			Conclusión
	Estadístico	VC(5%)	L-B	Resultado	Estadístico	VC(5)	Resultado	
Δ LIRR Nacional	τ : -3,828	-3,47	0,39	Estacionario	η τ : 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 : -9,845	-3,47	0,32	Estacionario	η τ : 0,13640	0,146	Estacionario	Estacionario
Δ LIRR Cali	τ : -11,541	-3,47	0,62	Estacionario	η τ : 0,0539	0,146	Estacionario	Estacionario
Δ LIRR Barranquilla	τ : -11,395	-3,47	0,42	Estacionario	η τ : 0,0998	0,146	Estacionario	Estacionario
Δ LIRR Bucaramanga	τ : -12,667	-3,47	0,66	Estacionario	η τ : 0,1168	0,146	Estacionario	Estacionario
Δ LIRR Manizales	τ : -12,667	-3,47	0,66	Estacionario	η τ : 0,09752	0,146	Estacionario	Estacionario
Δ LIRR Pasto	τ : -7,361	-3,47	0,71	Estacionario	η τ : 0,11877	0,146	Estacionario	Estacionario
Δ π Nacional	τ : -4,805	-3,48	0,82	Estacionario	η τ : 0,05703	0,146	Estacionario	Estacionario
Δ π Bogotá	τ : -5,472	-3,48	0,41	Estacionario	η τ : 0,05055	0,146	Estacionario	Estacionario
Δ π Medellín	τ : -7,068	-3,48	0,46	Estacionario	η τ : 0,06484	0,146	Estacionario	Estacionario
Δ π Cali	τ : -8,113	-3,48	0,67	Estacionario	η τ : 0,07913	0,146	Estacionario	Estacionario
Δ π Barranquilla	τ : -4,535	-3,48	0,53	Estacionario	η τ : 0,05798	0,146	Estacionario	Estacionario
Δ π Bucaramanga	τ : -3,885	-3,48	0,32	Estacionario	η τ : 0,06653	0,146	Estacionario	Estacionario
Δ π Manizales	τ : -4,633	-3,49	0,97	Estacionario	η τ : 0,06730	0,146	Estacionario	Estacionario
Δ π 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 presencia de una tendencia lineal en el vector de cointegración, pero no para el caso de las variables en diferencias.

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

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

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

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

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

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

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

Cuadro A2. Resultados de las pruebas de cointegración de Johansen (1988)

(Pruebas de la traza, normalidad y autocorrelación)

Áreas metropolitanas	No de vectores	Rezago	Modelo	Traza (5%)*		Normalidad (5%)		Autocorrelación (5%)					
				Estadíst.	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 de las pruebas de cointegración de Johansen (1988)
(Pruebas de estacionariedad, exogeneidad débil y exclusión)

Áreas metropolitanas	Estacionariedad		Exogeneidad débil		Exclusión			
	Estadístico	Chisq (5)	Estadístico	Chisq (5)	Elementos determinísticos		Chisq (5)	
					Estad.	Chisq (5)		Variables Estadístico
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 de sistemas VAR regionales

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

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

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

Nacional

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

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

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

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

Bogotá

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

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

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

Medellín

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

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

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

Cali

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

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

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

Barranquilla

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

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

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

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

Pasto

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

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

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

Bibliografía

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

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

La inflación en las ciudades de Colombia: una evaluación de la paridad del poder adquisitivo

JUAN DAVID BARÓN RIVERA*

I Introducción

LA INTEGRACIÓN DE LOS MERCADOS URBANOS en Colombia es un tema que genera diversas discusiones entre los economistas. El saber si las economías locales reaccionan de igual manera ante acontecimientos particulares es, sin lugar a dudas, de gran importancia para los agentes y entidades encargados de la política de desarrollo de las diferentes regiones del país pues ello les permite anticipar las respuestas de estas regiones ante los diversos incentivos de índole económico. Para verificar si esta integración realmente se da se han empleado diversos enfoques, entre ellos, los que abordan el tema de los mercados laborales regionales.¹

El presente documento busca aportar elementos a la discusión sobre la integración de los mercados urbanos en Colombia mediante el análisis de la variación de precios en las siete principales ciudades del país. La versión relativa de la Paridad de Poder Adquisitivo, PPA, sirve como marco conceptual para establecer si los mercados de las ciudades colombianas están o no integrados; además, permite observar las diferencias y similitudes de la inflación

* El autor agradece a Adolfo Meisel, Luis Eduardo Arango-Thomas, Luis Fernando Melo, Javier Pérez y Luis Armando Galvis por sus comentarios sobre un primer borrador de este documento; así como a los asistentes al seminario del Banco de la República y la valiosa colaboración de Marcela Bernal en la obtención de la información.

¹ Por ejemplo, el trabajo de Carlos F. Jaramillo, Oskar A. Nupia y Carmen A. Romero, "Integración en el mercado laboral colombiano: 1945-1998", en Adolfo Meisel Roca (editor), *Regiones, ciudades y crecimiento económico en Colombia*, Banco de la República, Colección de economía regional, Bogotá, 2001, y el de Luis Galvis, "Integración regional de los mercados laborales en Colombia, 1984-2000", en *Documentos de trabajo sobre economía regional*, núm. 27, Banco de la República, febrero de 2002, tratan sobre la integración de los mercados laborales.

en las ciudades de Colombia. Para alcanzar este segundo objetivo se realizó una descripción comparativa de los procesos inflacionarios en las siete ciudades incluidas en el estudio para los últimos veintidós años (1980-2001).

Las preguntas que aspira responder el presente trabajo son: ¿Se cumple la versión relativa de la Paridad del Poder Adquisitivo? y, por consiguiente, ¿se puede hablar de la integración de los mercados de bienes? ¿Cuáles son las principales características de los procesos inflacionarios en las ciudades de Colombia? ¿Convergen las tasas de inflación entre ciudades?

El tema de la convergencia en tasas de inflación ha sido abordado en el marco de la Unión Europea mediante diferentes metodologías.² Algunos autores, como Irene Olloqui y Simón Sosvilla-Rivero,³ emplean técnicas econométricas para probar la hipótesis de cointegración entre 15 países, y, luego, la de convergencia entre las tasas de inflación en el periodo 1961-1997. En este contexto, la presencia de una relación de largo plazo entre la inflación de los distintos países de la Unión Europea tiene implicaciones claves sobre la interdependencia de las políticas monetarias, tal y como lo señalan estos autores. Para su estudio utilizaron la información correspondiente al Índice de Precios al Consumidor (IPC) de cada país, lo que puede ser criticable bajo el contexto de la PPA, si se tiene en cuenta que en estos índices se incluyen bienes de naturaleza no transable cuyos precios son, como lo señala Krugman,⁴ determinados únicamente por la oferta y la demanda locales.

También en el marco de la Unión Europea, algunos trabajos, como el de Mark J. Holmes o el de Amalia Morales superan esta crítica sobre la posibilidad de que la inclusión de bienes no transables en el cálculo de la inflación genere desviaciones de la PPA relativa. Holmes,⁵ por su parte, evalúa la convergencia de las tasas de inflación de los sectores de manufacturas y de servicios para siete países, lo que le permite examinar, por separado, cómo se

² Panel de datos, series de tiempo, cointegración, raíz unitaria y análisis de regresión, entre otras.

³ Irene Olloqui; Simón Sosvilla-Rivero, "Convergencia en tasas de inflación en la Unión Europea", en Documentos de trabajo, FEDEA, septiembre de 1999.

⁴ Paul Krugman; Maurice Obstfeld, *Economía Internacional*, 4a. ed., McGraw Hill, 1999.

⁵ Mark J. Holmes, "Inflation Convergence in the ERM: Evidence for Manufacturing and Services", en *International Economic Journal*, VOL. 12, núm. 3, otoño de 1998.

dan los procesos de convergencia estocástica en sectores de bienes transables y no transables. Para alcanzar su objetivo, Holmes utiliza dos herramientas econométricas: el análisis de parámetros cambiantes en el tiempo y el análisis de cointegración, y luego prueba la convergencia sobre los parámetros de la relación de cointegración.

El trabajo de Morales⁶ se encuentra en la misma línea; esta investigadora, analiza mediante pruebas de cointegración, la convergencia de la inflación anual para siete países de la Unión Europea en el periodo 1976-1999, también por sectores de bienes transables y no transables. Este documento aplica metodologías bivariadas y multivariadas que toman en cuenta la posible presencia de cambios estructurales en el periodo analizado.

Vale la pena aclarar que el sentido de convergencia del que tratan tanto estos estudios como el presente es de un tipo denominado estocástico, cuyo enfoque difiere del utilizado por Barro.⁷ Mientras que la convergencia estocástica, como se muestra en la sección siguiente, es analizada mediante las propiedades de las series de tiempo –raíces unitarias y cointegración–, la convergencia de tipo Barro basa su análisis en la correlación negativa, de corte transversal, entre un valor inicial del ingreso y el crecimiento.

Los trabajos de Olloqui y Sosvilla-Rivero; Alberola y Marqués; Olloqui, Sosvilla y Alonso; Cecchetti, Mark y Sonora, y Parsley y Wei, entre otros⁸ exploran el ámbito de la convergencia de la inflación dentro de un país y

⁶ Amalia Morales, "Inflation Convergence by Sectors in the EU: Structural Breaks and Common Factors", en *Documento de trabajo, Universidad de Málaga*, febrero de 2001.

⁷ Robert Barro, "Economic Growth in a Cross Section of Countries", en *Quarterly Journal of Economics*, núm. 106, mayo de 1991.

⁸ Irene Olloqui; Simón Sosvilla-Rivero, "Paridad del poder adquisitivo y provincias españolas, 1940-1992", en *Documento de trabajo*, núm. 2000-24, FEDEA, España, 2000; Enrique Alberola; José M. Marqués, "On the Relevance and Nature of Regional Inflation Differentials: the Case of Spain", en *Documento de trabajo*, núm. 9913, Banco de España, 1999; Irene Olloqui; Simón Sosvilla-Rivero; Javier Alonso, "Convergencia en precios en las provincias españolas", en *Documento de trabajo*, núm. 1999-04, FEDEA, España, 1999; Stephen Cecchetti; Nelson Mark; Robert Sonora, "Price Level Convergence Among United States Cities: Lessons for the European Central Bank", en *Documento de trabajo*, núm. 7681, NBER, 2000, y D. Parsley; S.J. Wei, "Convergence to the Law of One Price without Trade Barriers or Currency fluctuations", en *Quarterly Journal of Economics*, núm. 111, 1996. También se encuentra un gran número de trabajos que analizan la versión absoluta de la Paridad del Poder de Adquisitivo, que consiste en probar la hipótesis entre los precios o índices de precios.

bajo una misma moneda. Estos autores, que presuponen que el tipo de cambio entre dos ciudades de un mismo país debe ser fijo e igual a la unidad validan la hipótesis de la Paridad del Poder Adquisitivo siempre y cuando los precios, o su variación en la versión relativa, en dos regiones geográficas diferentes, sean estadísticamente iguales, es decir, si su diferencial es nulo. La evidencia ha sido variada dependiendo del país y de los acontecimientos en las economías regionales, pero, en general se espera que los diferenciales de inflación, o de precios, para una misma canasta de bienes sean nulos, o en el caso de que hubiera desviaciones de esa paridad, que dichas desviaciones fueran temporales.

Tanto en los trabajos nacionales como en los que involucran las ciudades o provincias de un país, la teoría económica que cobra sentido es la de la Paridad del Poder Adquisitivo, como se ha mencionado en párrafos anteriores, para la que se han utilizado diferentes metodologías.

En este documento optamos por la metodología de convergencia estocástica de Andrew Bernard y Steven Durlauf,⁹ pero sin evaluarla mediante el análisis de cointegración sino más bien con pruebas de raíz unitaria. Según Froot y Rogoff,¹⁰ las pruebas de raíz unitaria no solamente son más fáciles de interpretar en el contexto de la Paridad del Poder Adquisitivo; también son todavía ampliamente utilizadas bajo este marco teórico.¹¹ Bernard y Durlauf¹² sugieren, además, que como alternativa al análisis de cointegración se deben realizar pruebas de raíz unitaria sobre los diferenciales de las

⁹ A. B. Bernard; S. N. DURLAUF, "Interpreting Tests of the Convergence Hypothesis", en Documento de trabajo, núm. 3117, NBER, mayo de 1991, y A. B. Bernard; S. N. Durlauf, "Convergence in International Output", en *Journal of Applied Econometrics*, núm. 10, 1995, pp. 97-108.

¹⁰ K.A. Froot; K. Rogoff, "Perspectives on PPP and Long-Run Real Exchange Rates", en *Handbook of International Economic*, G. Grossman; K. Rogoff (ed.), VOL. 3, Nueva York, North-Holland, 1995.

¹¹ Aunque se realizó el análisis de cointegración mediante la metodología de Johansen (1988) para todos los pares de ciudades y para sistemas que incluían el mayor número de series de inflación, fue imposible encontrar condiciones razonablemente aceptables sobre los residuales que permitieran tomar una decisión sobre la presencia de relaciones de cointegración entre la inflación de las ciudades. Posiblemente, algunos de los problemas encontrados se debían al componente estacional de las series, que aun incluyendo variables dummy estacionales no se lograba modelar.

¹² Bernard; Durlauf, 1991, *op. cit.*

series en cuestión. En la sección siguiente se presenta el marco teórico y se estipula la metodología que se utilizó. Luego se ofrece la caracterización de la inflación en las siete principales ciudades de Colombia.

II Marco teórico

El presente documento se relaciona en gran medida con los estudios basados en la ley del precio único y de la Paridad del Poder Adquisitivo, PPA. La ley del precio único establece que, en ausencia de costos de transporte y barreras al comercio, productos idénticos deben tener el mismo precio si dichos precios están expresados en la misma moneda. Es decir que cuando el comercio es libre y no tiene costos, los bienes idénticos, sin importar el lugar donde sean vendidos, deben tener el mismo precio. Si P_{DOM}^i corresponde al precio en moneda local del bien i cuando se vende en el mercado doméstico, y P_{EXT}^i es el precio en moneda extranjera cuando se vende en el mercado extranjero, la ley del precio único implica que:

$$P_{DOM}^i = S_{DOM/EXT} P_{EXT}^i \quad (1)$$

donde $S_{DOM/EXT}$ es la tasa de cambio de la moneda local con respecto a la moneda extranjera. De forma equivalente,

$$S_{DOM/EXT} = \frac{P_{DOM}^i}{P_{EXT}^i} \quad (2)$$

Esta expresión indica que el tipo de cambio de la moneda local con respecto a la moneda extranjera, $S_{DOM/EXT}$, debe ser igual a la razón entre el precio del bien i en moneda local y el precio del mismo bien en moneda extranjera. Bajo una moneda común, como es el caso de las ciudades de un país donde la tasa de cambio se supone constante e igual a la unidad, se tendría que la expresión (2) quedaría:

$$1 = \frac{P_{DOM}^i}{P_{EXT}^i} \quad (3)$$

Esto equivaldría a afirmar que, al interior de un país, el precio de un bien debe ser igual en cualquiera de las regiones de dicho país. Esta condición deberá cumplirse a escala nacional, pues, en un área geográfica relativamente pequeña se supone que las barreras al comercio son menores a las que hay en el ámbito internacional; así mismo, deben ser significativamente menores los costos de transporte debido a que son más cortas las distancias por recorrer entre uno y otro mercado.

La Paridad del Poder Adquisitivo, PPA, generaliza la ley del precio único a una canasta de bienes cuando ya no se toma el precio de un bien como antes se hacía, sino el nivel general de precios de la canasta. Si P_{DOM} es el precio en moneda local de una canasta de bienes, y P_{EXT} es el precio en moneda extranjera de la misma canasta de bienes, la PPA afirma que:

$$S_{DOM/EXT} = \frac{P_{DOM}}{P_{EXT}} \quad (4)$$

Nuevamente, si se aplica esta relación a diferentes lugares de un país (donde impera sólo una moneda), la tasa de cambio sería igual a la unidad, y la expresión anterior indicaría que la canasta de bienes tiene el mismo precio en cualquier parte al interior del país.

La expresión número cuatro se conoce con el nombre de PPA *absoluta*, e implica una proposición conocida como la PPA *relativa*; ésta sostiene que la variación porcentual del tipo de cambio entre dos monedas es igual a la diferencia entre las variaciones porcentuales en los índices de precios nacionales, es decir,

$$\frac{S_{DOM/EXT,t} - S_{DOM/EXT,t-1}}{S_{DOM/EXT,t-1}} = \pi_{DOM,t} - \pi_{EXT,t} \quad (5)$$

donde π , representa la tasa de inflación. Como ya se mencionó, la tasa de cambio dentro de un país será constante e igual a la unidad, lo cual permite que la variación porcentual de dicha tasa de cambio sea igual a cero. La anterior afirmación sugiere que el diferencial entre las tasas de inflación de dos lugares diferentes de un mismo país debería ser nulo o, lo que es lo mismo, que la diferencia entre ellas sería igual a cero para cada momento del tiempo.

Esta hipótesis de la igualdad de tasas de inflación al interior de un país es la que se evaluará para las siete principales ciudades de Colombia, en el periodo comprendido entre 1980 y 2001.

Si distinguir entre bienes transables y no transables se considera de importancia, se tendría en primer lugar que para los bienes transables se cumple la versión relativa de la PPA, es decir,

$$\Delta P_T = \Delta S + \Delta P_T^* \quad (6)$$

En segundo lugar, se supone que tanto en el país doméstico como en el exterior la variación del índice de precios es una suma ponderada de las variaciones de los precios de los no transables y de los transables. Es decir,

$$\begin{aligned} \Delta P_I &= \alpha \Delta P_{NT} + (1 - \alpha) \Delta P_T \\ \Delta P_I^* &= \beta \Delta P_{NT}^* + (1 - \beta) \Delta P_T^* \end{aligned} \quad (7)$$

haciendo algunas manipulaciones algebraicas,

$$\begin{aligned} P_I^* &= \alpha \Delta P_{NT} + (1 - \alpha) \Delta P_T - \beta \Delta P_{NT}^* - (1 - \beta) \Delta P_T^* \\ P_I^* &= \alpha \Delta P_{NT} + (1 - \alpha) \Delta P_T - \beta \Delta P_{NT}^* - (1 - \beta) \Delta P_T^* - (\Delta P_T - \Delta S) \quad (8) \\ P_I^* &= \alpha \Delta P_{NT} - \alpha \Delta P_T - \beta \Delta P_{NT}^* + \beta \Delta P_T^* + \Delta S \end{aligned}$$

En la última expresión se tiene que el diferencial de inflaciones entre dos países depende de la variación de la tasa de cambio; así como de las respectivas variaciones de los precios de los bienes transables y no transables ponderados. Sin embargo, en economía regional, y aún más, dentro del mismo país, las ponderaciones de transables entre regiones es la misma ($\alpha = \beta$), así como las de no transables ($1 - \alpha = 1 - \beta$), dejando esta expresión como:

$$\begin{aligned}\Delta P_I - \Delta P_I^* &= \alpha(\Delta P_{NT}^* - \Delta P_T^*) - \alpha(\Delta P_{NT} - \Delta P_T) \\ \Delta P_I - \Delta P_I^* &= \alpha(\Delta P_{NT}^* - \Delta P_{NT})\end{aligned}\tag{9}$$

Esta expresión implica dos cosas: primero, que la inclusión de bienes de naturaleza no transable puede hacer que los diferenciales de inflación no sean nulos, es decir, que la inflación no sea la misma en dos regiones diferentes; y segundo, que las desviaciones de la igualdad entre la inflación de dos regiones serán más grandes en la medida en que mayor sea la diferencia entre la variación de precios de los bienes no transables entre las ciudades.

La evaluación de la hipótesis sobre la igualdad de la inflación en diferentes espacios geográficos dentro de un país, en este caso, las ciudades colombianas, se realizará aplicando pruebas de raíz unitaria al diferencial de inflación entre todos los pares de ciudades posibles y para tres grupos: total, alimentos y vivienda. Si hay evidencia para afirmar que dichos diferenciales son estacionarios, puede afirmarse además que entre dichas tasas de inflación hay de hecho convergencia estocástica desde la perspectiva de series de tiempo de Bernard y Durlauf.¹³

De todas las razones expuestas por los economistas por las cuales la PPA muchas veces se desvía y no se cumple a escala internacional, sólo dos se mantienen al evaluar la PPA entre ciudades de un país como Colombia: los costos de transporte y la existencia de bienes no transables en los índices de precios.

Como se espera que los costos de transporte se ajusten de manera similar en todo el país, en ese sentido no habría motivos para que estos costos desviaran la hipótesis de PPA. El segundo motivo de desviaciones de la paridad es la presencia de bienes no transables en la canasta de bienes. Los bienes no transables son aquellos cuyos costos de transporte son, en relación con su costo de producción, tan elevados que su intercambio no produciría beneficio alguno. El precio de este tipo de bienes está completamente determinado por la oferta y la demanda locales (ciudad). Un aumento de precios de este tipo de bienes en una ciudad, *ceteris paribus*, rompería la igualdad de tasas de inflación entre dos o más ciudades. Por esta razón se incluyó, tanto en la

¹³ *Ibíd.*; Bernard; Durlauf, 1995, *op. cit.*

parte descriptiva como en el análisis econométrico, el análisis específico de la inflación del grupo de alimentos y del de vivienda, que, en cierta medida, deberían reflejar el comportamiento de los bienes transables y no transables.¹⁴ Se espera, por tanto, que entre ciudades, las tasas de inflación en alimentos estén más relacionadas que las tasas de inflación de vivienda, entendiéndose como más relacionadas un mayor número de casos en que los diferenciales de inflación sean estacionarios.

A Metodología econométrica

En una serie de artículos, Bernard y Durlauf,¹⁵ propusieron y aplicaron una definición de convergencia y un conjunto de pruebas estadísticas basadas en series de tiempo para contrastar dicha hipótesis de convergencia.

La definición de convergencia propuesta por los autores se diferencia de la usada por Barro¹⁶ y otros autores, en que éstos basan su análisis de convergencia en la correlación negativa (de corte transversal) entre un valor inicial y el crecimiento, o en la reducción de la dispersión a través del tiempo, de las series bajo análisis. Los estudios de Bernard y Durlauf,¹⁷ en cambio, plantean el análisis de convergencia en el examen directo de las propiedades estocásticas de las series bajo estudio, lo que lleva la hipótesis a un contexto dinámico.

Estos autores proponen las siguientes definiciones de convergencia entre el producto por pares de países, que fácilmente pueden ser aplicadas a cualquier contexto donde se esté evaluando la hipótesis de convergencia. Como

¹⁴ Esta clasificación no hace distinción de alimentos que pueden ser no transables (flexibles o cíclicos) y que por lo tanto no deberían incluirse con los demás, como tampoco de bienes dentro del grupo de vivienda que podrían clasificarse como transables. En este trabajo simplemente se supone que el total de bienes del grupo de alimentos son transables y del grupo de vivienda no transables. Para una clasificación por subgrupos en bienes transables y no transables de la canasta del IPC se encuentra en Felipe Jaramillo y Edgar Caicedo, "Análisis económico del IPC", Subgerencia de estudios económicos, Banco de la República, 2000.

¹⁵ Bernard; Duraluf, 1991, *op. cit.*, y 1995, *op. cit.* Esta metodología ha sido usada por varios autores colombianos, como María T. Ramírez, "The Impact of Transportation Infrastructure on The Colombian Economy", en *Borradores de economía*, núm. 124, Banco de la República, 1999, Jaramillo *et al.*, *op. cit.*, y Galvis, *op. cit.*

¹⁶ Barro, *op. cit.*

¹⁷ Bernard; Durlauf, 1991, *op. cit.*, y 1995, *op. cit.*

se mencionó antes, las definiciones recaen en las nociones de raíces unitarias y cointegración.

Las tasas de inflación de dos ciudades, i y j , convergen si su pronóstico de largo plazo es igual para ambas en un momento determinado de tiempo t , dado un conjunto de información I_t :

$$\lim_{k \rightarrow \infty} E(y_{i,t+k} - y_{j,t+k} | I_t) = 0 \quad (10)$$

Para que la tasa de inflación anual de las ciudades colombianas converja por pares, bajo el criterio anterior, dichas tasas deben estar cointegradas con vector $[1, -1]$. Además, si hubiere alguna clase de tendencia lineal, esta tendencia debería ser la misma para la inflación de ambas ciudades.¹⁸

En los casos en que la inflación no converja entre dos ciudades, sus tasas de inflación podrían responder al mismo proceso de largo plazo; por ejemplo, podrían responder a los mismos choques permanentes pero en diferente magnitud.

Las tasas de inflación de dos ciudades, i y j , poseen una tendencia común si su pronóstico de largo plazo es proporcional en un momento dado del tiempo:

$$\lim_{k \rightarrow \infty} E(y_{i,t+k} - \alpha y_{j,t+k} | I_t) = 0 \quad (11)$$

Al igual que en la definición anterior, las tasas de inflación de dos ciudades poseen una tendencia común si dichas tasas están cointegradas con un vector $[1, -\alpha]$.

La metodología que específicamente se utiliza en el presente estudio es la siguiente: como lo señalan Bernard y Durlauf,¹⁹ una forma alternativa de probar que las series están cointegradas y que además lo están con un vector de cointegración $[1, -1]$ es imponer la restricción del vector realizando pruebas de raíz unitaria sobre la diferencia de las series de inflación, $S_{i,j} = \pi_i - \pi_j$. Teniendo en cuenta esta premisa, y la sugerencia de Froot y

¹⁸ Supone que las tasa de inflación (anual) son integradas de orden uno, $I(1)$. En la parte de resultados se demuestra que de hecho lo son.

¹⁹ Bernard; Durlauf, *op. cit.*

Rogoff²⁰ en el sentido de que en el análisis de PPA es preferible usar pruebas de raíz unitaria que análisis de cointegración, se emplean las pruebas de raíz unitaria que se describen a continuación.

A.1. Prueba de Dickey y Fuller Aumentado (ADF)²¹

Para realizar la prueba de ADF se estiman las siguientes ecuaciones por mínimos cuadrados ordinarios:

$$\begin{aligned}\Delta S_t &= \beta S_{t-1} + \sum_{j=1}^p \phi_j \Delta S_{t-j} + \varepsilon_t \\ \Delta S_t &= \alpha_0 + \beta S_{t-1} + \sum_{j=1}^p \phi_j \Delta S_{t-j} + \varepsilon_t \\ \Delta S_t &= \alpha_0 + \alpha_1 t + \beta S_{t-1} + \sum_{j=1}^p \phi_j \Delta S_{t-j}\end{aligned}\quad (12)$$

donde $S_t (= \pi_{it} - \pi_{jt})$ es la serie de interés, siendo, en este caso, el diferencial de inflación entre dos ciudades.²² El número de rezagos que se incluyen en la parte aumentada, p , se elige de acuerdo con el procedimiento recursivo sugerido por Campbell y Perron.²³ Se empieza con $p = p_{\max} = 36$, y para evaluar la significancia de este último rezago se utiliza una distribución *t-student* al 10% de significancia.²⁴ Si este rezago es estadísticamente diferente de

²⁰ Froot; Rogoff, *op.cit.*

²¹ D.A. Dickey; W.A. Fuller, "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root", en *Journal of the American Statistical Association*, núm. 74, 1979, pp. 427-431, y "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root", en *Econometrica*, núm. 49, 1981, pp. 1057-1072.

²² Los subíndices denotan ciudades. Las pruebas se realizaron para 42 combinaciones, debido a que si se realizaba para Bogotá-Cali también se hacía para Cali-Bogotá.

²³ John Y. Campbell; Pierre Perron, "Pitfalls and Opportunities: What Macroeconomists Should Know about Unit Roots", en *NBER Macroeconomics Annual*, O.J. Blanchard; S. Fischer (ed.), The MIT Press, 1991, pp. 141-201.

²⁴ Como máximo número de rezagos se utilizan 36 porque en Martha Misas; Enrique López, Pablo Querubín, "La inflación en Colombia: una aproximación desde las redes neuronales", en *Borradores de economía*, núm. 199, Banco de la República, febrero de 2002, p. 19, se señala que el componente autorregresivo de la inflación nacional es de dos años. Se deja un número superior al nacional porque se podría encontrar que el componente es de orden mayor para las ciudades.

cero se prueba si los errores, ε_t , son ruido blanco. Si ese rezago no es significativo, o si los residuales no son ruido blanco, se reduce el número de rezagos en 1, y se repite el procedimiento. El algoritmo continúa hasta encontrar un rezago significativo que haga que los residuales sean ruido blanco. Este algoritmo debe hacerse para cada una de las ecuaciones, porque el número de rezagos no necesariamente es el mismo para cada modelo.

Entre los tres, se elige el modelo en el cual los componentes determinísticos sean significativas según valores tabulados por Dickey y Fuller.²⁵ Se empieza con el modelo más general, y se pasa al siguiente si las determinísticas no son significativas. Una vez se ha elegido el modelo se procede a evaluar la significancia estadística del coeficiente β , también con valores tabulados por Dickey y Fuller.²⁶ La hipótesis nula es que este coeficiente es igual a cero, es decir, que el diferencial de inflación, S_t , posee raíz unitaria y por lo tanto no revierte a su valor medio. Los valores críticos pueden obtenerse para cualquier tamaño muestral, como lo señala MacKinonn.²⁷

A.2. Prueba de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt y Shin (KPSS)²⁸

A diferencia de la prueba ADF, la hipótesis nula en la prueba de KPSS es que la serie bajo estudio es integrada de orden cero, es decir, estacionaria. Son dos modelos utilizados, el primero, dado por la expresión:

$$S_t = \beta t + \zeta_t + \varepsilon_t \quad ; \quad \zeta_t = \zeta_{t-1} + u_t \quad (13)$$

Bajo la hipótesis nula se estima

$$S_t = \beta t + \mu + \varepsilon_t \quad (14)$$

²⁵ Dickey; Fuller, 1979, *op. cit.*

²⁶ *Ibíd.*

²⁷ J. Mackinnon, "Critical values for co-integration tests", en: *Long Run Economic Relationships*, Engle; Granger (ed.), Oxford University Press. 1991, pp. 267-276,

²⁸ D. Kwiatkowski; P.C.B. Phillips; P. Schmidt; Y. Shin, "Testing the Null Hypothesis of Stationary against the Alternative of a Unit Root", en *Journal of Econometrics*, núm. 54, 1992, pp. 159-178.

a partir del cual se calcula el estadístico de prueba $\eta_r = T^{-2} \frac{\sum D_i^2}{d^2(l)}$, donde

$$D_i = \sum_{t=1}^T \hat{\varepsilon}_t$$

$$d^2(l) = \frac{\sum_{t=1}^T \hat{\varepsilon}_t^2}{T} + \frac{2 \sum_{d=1}^l \left(1 - \frac{d}{(l+1)}\right)}{T} \sum_{t=d+1}^T \hat{\varepsilon}_t \hat{\varepsilon}_{t-d} \quad (15)$$

y donde, a su vez, los autores sugieren utilizar para el parámetro

de truncamiento, l , $l_8 = \text{Ent} \left(\frac{8\sqrt{T}}{\sqrt{100}} \right)$.

El segundo modelo es:

$$S_t = \mu + \varepsilon_t \quad (16)$$

Bajo la hipótesis nula se estima

$$S_t = \beta t + \mu + \varepsilon_t \quad (17)$$

siendo el estadístico de prueba calculado exactamente como se calculó η_r , pero ahora llamado η_μ .²⁹ Los valores críticos se encuentran en Kwiatkowski *et al.*³⁰

²⁹ Aunque la expresión es la misma para los dos estadísticos, éstos difieren en su valor numérico debido a que cada estadístico depende de los residuales de su modelo correspondiente. En esta prueba, los errores pueden presentar problemas de autocorrelación y heteroscedasticidad.

³⁰ Kwiatkowski *et al.*, *op. cit.*

A.3. Prueba de Elliott, Rothenberg y Stock (DF-GLS)³¹

Como lo señalan Cheung y Lai³² cuando se prueba la presencia de raíz unitaria en la tasa de cambio real, S_t , la potencia de la prueba estadística adquiere vital importancia. Como es bien conocido, la prueba de raíz unitaria ADF tiende a no rechazar la hipótesis nula (raíz unitaria) debido a la baja potencia que presenta. Por tal motivo, los autores sugieren utilizar la prueba de Elliott, Rothenberg y Stock,³³ denominada DF-GLS. La prueba DF-GLS se basa en la siguiente expresión:

$$\Delta \tilde{S}_t = \beta \tilde{S}_{t-1} + \sum_{j=1}^p \phi_j \Delta \tilde{S}_{t-j} + \varepsilon_t \quad (18)$$

Donde ε_t es un término de error, y \tilde{S}_t es la serie de interés sin tendencia ni intercepto; esta prueba es llamada DF-GLS^s, o sin intercepto, y también llamada DF-GLS^u. En el primer caso:

$$\tilde{S}_t = S_t - \alpha_0 - \alpha_1 t \quad (19)$$

donde los coeficientes, (α_0, α_1) , se obtienen de regresar y_t^* en z_t^* y donde

$$\begin{aligned} y_t^* &= [y_1, (1 - \rho L)y_2, \dots, (1 - \rho L)y_T] \\ z_t^* &= [z_1, (1 - \rho L)z_2, \dots, (1 - \rho L)z_T] \end{aligned} \quad (20)$$

y $z_t = (1, t)$, mientras que $\rho = 1 + \frac{c}{T}$. El valor sugerido por los autores para c es -13,5 cuando se hace presente la tendencia lineal, y -7, en el caso en que

³¹ G. Elliott; T.J. Rothenberg; J.H. Stock, "Efficient Tests for an Autoregressive Unit", en *Econometrica*, núm. 64, 1996, pp. 813-836.

³² Yin-Wong Cheung; Kon S. Lai, "Parity Reversion in Real Exchange Rates during the post-Bretton Woods Period", en *Journal of International Economics*, núm. 34, 1998, pp. 181-192.

³³ Elliott; Rothenberg; Stock, *op. cit.*

sólo está presente el intercepto. Para la prueba DF-GLS³⁴ se omite la tendencia lineal del vector z_t , y se cambia el valor de c .³⁴

La hipótesis nula de esta prueba, al igual que en la prueba ADF, es la presencia de raíz unitaria. Además, la prueba se realiza sobre el coeficiente β de la ecuación (18), que es la misma ecuación de la prueba ADF sin intercepto y sin tendencia lineal. Por consiguiente, la elección del número de rezagos que se incluye en la parte aumentada se hace de la misma manera descrita anteriormente.

En el presente artículo, esta prueba se utiliza para los casos en que la prueba ADF no es capaz de rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria y para aquellos en los que ADF y KPSS se contradicen en sus resultados. Se puede hacer esto debido a que la prueba ADF es de máxima potencia bajo la hipótesis alterna.

III Inflación en las principales ciudades de Colombia

El estudio de la integración de los mercados urbanos, mediante la hipótesis de la versión relativa de la Paridad del Poder de Adquisitivo, se elaboró con base en información de las siete principales áreas metropolitanas de Colombia (Barranquilla, Bogotá, Bucaramanga, Cali, Manizales, Medellín y Pasto), para las cuales hay desde enero de 1979, Índice de Precios al Consumidor, IPC, de periodicidad mensual. El análisis abarca el periodo comprendido entre 1980 y 2001, desde enero hasta diciembre de cada año. A partir del mes de diciembre de 1988, el DANE³⁵ amplió el cubrimiento del IPC a seis ciudades más (Cartagena, Cúcuta, Pereira, Montería, Neiva y Villavicencio), con lo cual completó un total de trece ciudades para su investigación; sin embargo, estas últimas seis ciudades no se incluyen en el presente estudio.

De la base de datos del DANE (disponible en la página de la Institución para Internet) se obtuvo el IPC total y por grupos para cada una de las siete

³⁴ Los valores críticos se encuentran tabulados en Elliott *et al.*, *op. cit.*, pero también se pueden consultar en G.S. Maddala; In-Moo Kim, Unit Roots, Cointegration, and Structural Change, Cambridge university Press, 1998.

³⁵ Departamento Administrativo Nacional de Estadística.

ciudades analizadas.³⁶ Con estos datos se calcularon los indicadores que se presentan y evalúan a continuación. Ellos son una medida de inflación general, calculada con el IPC total; una aproximación a la inflación de los bienes transables, representada por la variación porcentual de los precios del grupo de alimentos, y una aproximación a la de los bienes no transables, obtenida mediante el grupo de vivienda.

A Inflación total

La inflación anual, en cada mes, fue calculada para el periodo comprendido entre enero de 1980 y diciembre de 2001, como:

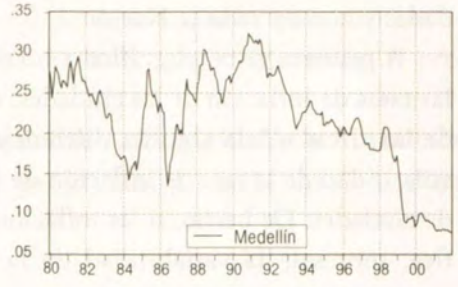
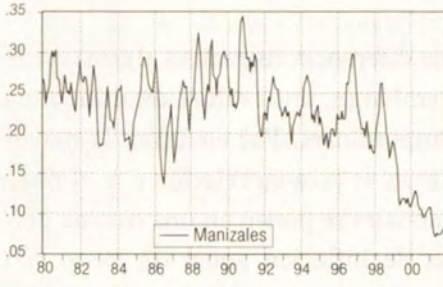
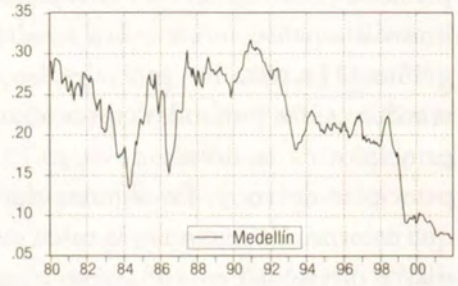
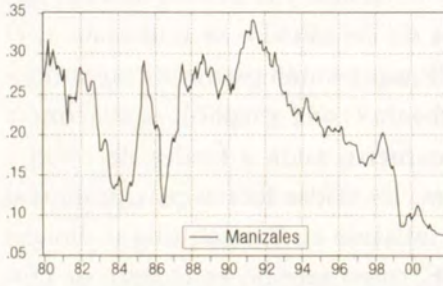
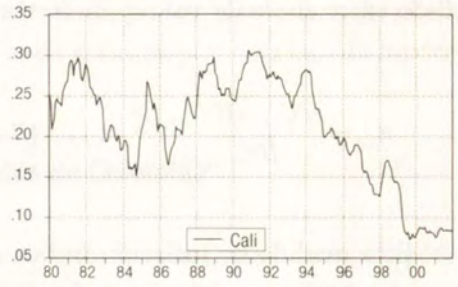
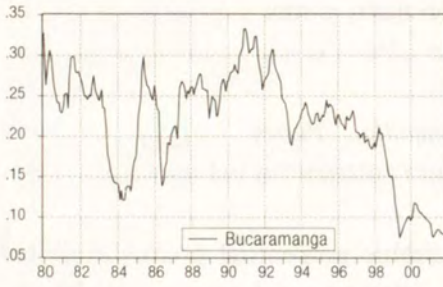
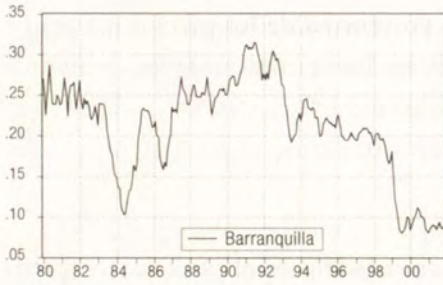
$$\pi_{i,t} = \frac{IPC_{i,t} - IPC_{i-12,t}}{IPC_{i-12,t}} \quad ; \quad i = \{Barranquilla, \dots, Pasto\} \quad (21)$$

Esta medida de inflación indica el cambio porcentual promedio de los precios (IPC) entre un mes cualquiera de referencia y el mismo mes del año inmediatamente anterior. Los resultados de los cálculos se muestran en el gráfico 1. En términos generales, las gráficas presentan patrones muy similares: dos caídas profundas en los años ochenta (1984 y 1986); su máximo a principios de la década de 1990, y una fuerte caída a finales de 1998 y principios de 1999. En algunas ciudades, las caídas fueron más profundas que en otras. Por ejemplo, la caída de la inflación en Barranquilla se dio con mayor intensidad en 1984 y no en 1986, como sucedió en el resto de ciudades y aun en toda la Nación.

A primera vista, el gráfico 1 no revela diferencia sustancial alguna entre las tasas de inflación de las ciudades; sin embargo, una evaluación minuciosa de las cifras señala algunas diferencias importantes. Por ejemplo, la mayor volatilidad de la tasa de inflación de Pasto es atípica en relación con el resto de ciudades. De hecho, si las inflaciones anuales se ponen en una misma gráfica, sobresale la variabilidad de la tasa de inflación anual de Pasto con

³⁶ Base diciembre de 1998 igual a 100 (www.dane.gov.co). Los grupos del IPC han cambiado en algunos años; sin embargo, desde enero de 1979, se tiene información completa para el índice total, el grupo de alimentos, el de vestido y el de vivienda.

Gráfico 1. Inflación Anual por Ciudad
(en cada mes entre 1980: 1 y 2001: 12)



FUENTE: Cálculos del autor con base en el IPC, DANE.

relación a los demás centros urbanos, unas veces por debajo (1990 a 1993) y otras veces por encima (1996 a 1991) (véase anexo 1).

Una primera aproximación al grado de asociación de las variables (tasas de inflación) está dada por el coeficiente de correlación entre pares de dichas variables que se exponen en el cuadro 1.³⁷

Cuadro 1: Correlaciones entre las Tasas de Inflación

	Barranquilla	Bogotá	Bucaramanga	Cali	Manizales	Medellín	Pasto
Bogotá	0,9317						
Bucaramanga	0,9601	0,9542					
Cali	0,9027	0,9263	0,8941				
Manizales	0,9411	0,9405	0,9453	0,9223			
Medellín	0,9399	0,9313	0,9472	0,9032	0,9489		
Pasto	0,7909	0,8644	0,8315	0,8278	0,8221	0,8705	
Colombia	0,9585	0,9874	0,9695	0,9510	0,9651	0,9689	0,8746

FUENTE: Cálculos del autor con base en el IPC por ciudades, DANE.

En general, las correlaciones que muestra el cuadro 1 son bastante elevadas, lo cual refleja lo que en el se intuía gráfico 1: que las tasas de inflación se comportan de manera similar en las diferentes ciudades del país. Vale la pena resaltar que Pasto muestra la correlación más baja con cada una de las demás ciudades, en especial, con Barranquilla (el 0,79) que precisamente es la ciudad de la cual dista más.

El cuadro 2 presenta algunas de las características básicas de la tasa de inflación anual en el periodo analizado. Entre ellas se destaca Pasto no sólo como la ciudad con inflación promedio más alta (el 22,2%),³⁸ sino además como la de máxima inflación (el 34,5%, en noviembre de 1990), y también como la de mínima (el 7,0%, en mayo de 2001). Es bastante curioso que la variación de la tasa de una sola ciudad pasé de la más alta a la más baja en

³⁷ El coeficiente de correlación mide el grado de asociación lineal entre dos variables. Se calcula a partir de la siguiente expresión, $r = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})}{\sqrt{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2}}$. Un coeficiente de correlación igual a la unidad refleja una asociación lineal perfecta. Se debe ser cuidadoso cuando se interpreta este coeficiente entre series no estacionarias.

³⁸ Sin embargo, se debe ser cuidadoso al interpretar estas cifras debido a que la serie a la que se le toma el promedio presenta cambios bruscos durante el periodo analizado.

sólo once años. Esta gran variabilidad podría deberse, en gran medida, a la influencia que tiene el componente alimentario en el IPC total, lo que hace que los cambios bruscos de dicho componente se vean reflejados en la variabilidad de la inflación total de la ciudad.

También sobresale, en el cuadro 2, el tiempo en que se da la máxima inflación que para cada ciudad no sobrepasa los dos años, alcanzando su máximo Bogotá, en julio de 1988, y Barranquilla, en julio de 1991. Claro está que si se excluye a Bogotá, ese intervalo temporal de dos años se reduce a ocho meses. Es decir, la inflación anual en cada mes alcanzó su máximo en cada ciudad entre noviembre de 1990 y julio de 1991, precisamente por el tiempo en que la nueva Constitución ordenaba al Banco de la República velar por la estabilidad de los precios.

Así como la inflación máxima para cada ciudad alcanza su máximo en un periodo de tiempo relativamente corto, la inflación mínima para cada ciudad (en el periodo de análisis) toma sólo un año y medio, siendo Bucaramanga la primera ciudad en alcanzar su mínima inflación histórica en junio de 1999, y las últimas, en diciembre de 2001, Medellín, Manizales y Bogotá. El hecho de que la inflación mínima se presente al final del periodo no quiere decir que la inflación posterior al periodo analizado no pueda continuar su tendencia decreciente, más aun si se tiene en cuenta que la meta de inflación nacional para el año 2002 es del 6 por ciento.

Esta tendencia de la tasa de inflación anual de las ciudades a llegar a sus valores históricos (mínimo y máximo) hacia las mismas fechas induce a pensar, nuevamente, que las tasas de inflación anual se comportan de manera similar para todas las ciudades.

Cuadro 2: Características de las Tasas de Inflación
(enero de 1980 – diciembre de 2001)

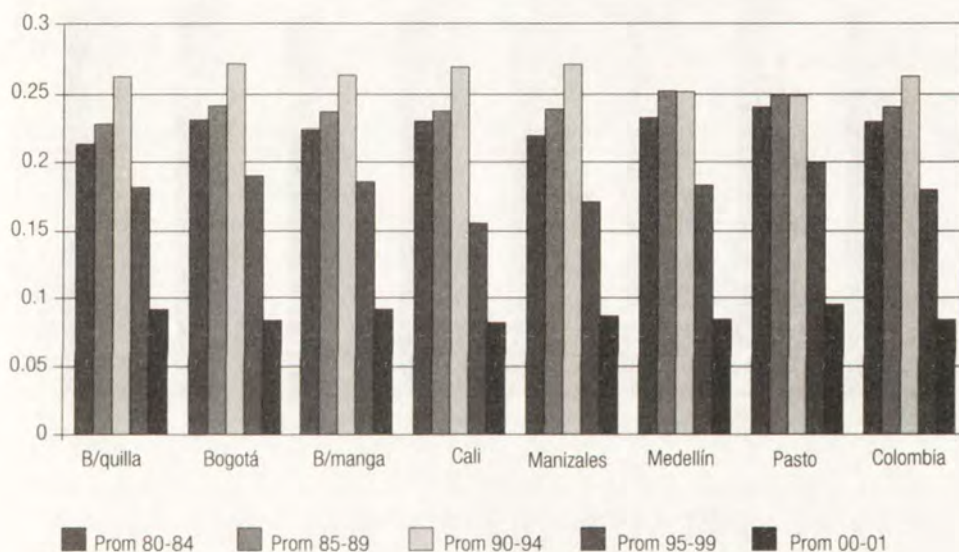
Inflación	Barranquilla	Bogotá	Bucaramanga	Cali	Manizales	Medellín	Pasto	Colombia
Media	21,0%	22,0%	21,6%	21,1%	21,3%	21,7%	22,2%	21,5%
Máxima	31,6%	33,7%	33,2%	30,6%	34,2%	31,7%	34,5%	32,4%
Fecha Máxima	jul.-91	jul.-88	ene.-91	dic.-90	jun.-91	ene.-91	nov.-90	dic.-90
Mínima	7,9%	7,1%	7,4%	7,2%	7,2%	7,1%	7,0%	7,6%
Fecha Mínima	ene.-01	dic.-01	jun.-99	sep.-99	dic.-01	dic.-01	may.-01	dic.-01

FUENTE: Cálculos del autor con base en el IPC por ciudades, DANE.

Pero, ¿qué diferencias hubo entre la inflación de la década de 1980 y la de 1990? ¿Y entre éstas y las de los años 2000 y 2001?

El gráfico 2 muestra los promedios quinquenales de la tasa de inflación por ciudad. El comportamiento de dichas tasas es muy parecido a la tasa nacional del periodo analizado. Los primeros cinco años de la década de 1980 se caracterizaron por una inflación promedio para las ciudades del 22,8%, siendo la menor tasa el 21,4% para Barranquilla, y la mayor, el 24,0% para Pasto. Luego, entre 1985 y 1989, el promedio ascendió al 24,0%. En este quinquenio, la tasa más alta fue presentada por la ciudad de Medellín, con el 25,2%, y la más baja, nuevamente, por la ciudad de Barranquilla, con el 22,9%. En el inicio de la década de 1990, la situación no mejoró, y la tasa de inflación promedio se ubicó en el 26,3%, por encima de los dos quinquenios de la década de 1980.³⁹ En los cinco años finales de los años noventa, la inflación por fin cedió, y se ubicó, en promedio, en

Gráfico 2. Promedios quinquenales de Tasas de Inflación por ciudad



FUENTE: Cálculos del autor con base en el IPC mensual por ciudades, DANE.

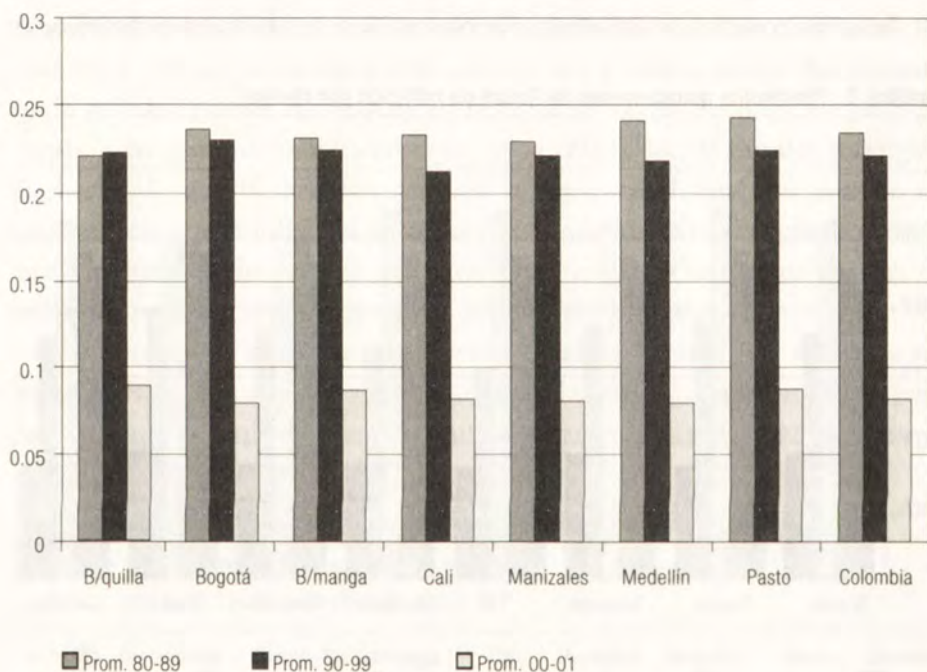
³⁹ Cabe recordar que la tasa de inflación más alta para cada ciudad se ubicó entre julio de 1988 y junio de 1991. También es pertinente tener en cuenta que, a partir de esos puntos máximos, la tasa de inflación para todas las ciudades sin excepción empezó a descender, perdiendo, a su vez, la mayor volatilidad que presentaba en los años ochenta.

el 18,2%, levemente por encima de la inflación nacional, que descendió al 18%.⁴⁰ En estos cinco años, la mínima inflación fue presentada por la ciudad de Cali, con el 15,6%, y la máxima, por Pasto con el 20,1%.

En los años 2000 y 2001, la tasa de inflación de las ciudades colombianas bajó abruptamente, en parte, por la aguda contracción de la demanda agregada que afectó al país entre 1998 y 1999. En promedio, la tasa de inflación anual se redujo del 18,2% (1995 a 1999) al 8,9 por ciento (2000 a 2001).

El panorama anterior ilustra la situación vista una perspectiva de mediano plazo. Pero, ¿cómo se comportó la inflación en los años noventa, en comparación con la de los años ochenta? El gráfico 3 muestra la respuesta.

Gráfico 3. Promedios decenales de las Tasas de Inflación por ciudad



FUENTE: Cálculos del autor con base en el IPC mensual por ciudades, DANE.

⁴⁰ A pesar de que para este periodo los indicadores de la inflación de Colombia ya incluían los datos de trece ciudades colombianas, para mantener la consistencia en el número de ciudades durante los veintidós analizados en este trabajo, sólo se consideraron los datos de las siete ciudades que ofrecían información desde el comienzo del periodo estudiado.

En el gráfico 3 se puede ver que la inflación por ciudades fue ligeramente más alta en los años ochenta que en la década de 1990. De hecho, la tasa promedio para la década de los años ochenta fue del 23,4%, siendo Barranquilla la ciudad con la más baja inflación, el 22,1%, y Pasto, la de la más alta, el 24,4%, mientras que para los años noventa, esta tasa se ubicó en el 22,2%, convirtiéndose Bogotá en la ciudad con la inflación más alta de la década, con el 23,1%.

Al igual que en el gráfico anterior, en el gráfico 3 también sobresale la gran caída de la tasa de inflación para cada ciudad en los años 2000 y 2001, ubicándose ésta en promedio, en el 8,4%. En estos dos años, la tasa más alta fue exhibida por Barranquilla, con el 8,9%, y la más baja, por Medellín, con el 8,0%. La tasa de Barranquilla pasó de ser la más baja en la década de los años ochenta a la más alta en estos dos últimos años.

Para finalizar esta parte, dedicada a la inflación (total) de las ciudades, se presentan dichas tasas y las metas anuales de inflación fijadas por el Banco de la República en los años noventa. La comparación, en este ejercicio reviste gran importancia para análisis futuros debido a que en la medida en que cada ciudad cumpla la meta, la inflación nacional también cumplirá la meta para el año establecido. El gráfico 4 presenta la inflación anual, mes a mes, por ciudades, así como las metas nacionales de inflación desde 1991. El cuadro 3 muestra el cumplimiento de la meta de inflación por ciudades en diciembre de cada año.

Cuadro 3: Inflación anual por ciudades y metas de inflación*
(Diciembre)

Año	Meta	B/quilla	Bogotá	B/manga	Cali	Manizales	Medellín	Pasto	Colombia
1991	22,0%	26,8%	27,2%	25,7%	27,0%	30,3%	27,8%	19,6%	26,8%
1992	22,0%	27,5%	25,5%	26,6%	25,4%	25,6%	23,5%	22,9%	25,1%
1993	22,0%	22,8%	23,5%	22,0%	28,0%	22,9%	20,4%	22,0%	22,6%
1994	19,0%	22,3%	24,1%	22,9%	21,9%	22,3%	20,7%	23,5%	22,6%
1995	18,0%	20,9%	19,8%	21,3%	18,9%	20,6%	20,2%	19,7%	19,5%
1996	17,0%	19,7%	24,3%	22,6%	18,6%	18,6%	22,4%	29,5%	21,6%
1997	18,0%	20,0%	18,9%	18,4%	12,8%	17,2%	18,6%	17,6%	17,7%
1998	16,0%	17,0%	16,9%	15,0%	14,4%	15,7%	17,2%	18,0%	16,7%
1999	15,0%	9,7%	9,2%	10,1%	7,5%	10,3%	10,0%	10,9%	9,2%
2000	10,0%	8,1%	8,9%	9,6%	8,1%	8,3%	8,7%	10,5%	8,7%
2001	8,0%	9,2%	7,1%	8,4%	8,2%	7,2%	7,1%	8,1%	7,6%

FUENTE: Cálculos del autor con base en el IPC por ciudades, DANE y Banco de la República.

* Las posiciones sombreadas denotan el incumplimiento de la meta de inflación.

Del cuadro 3 es importante destacar que en los primeros seis años del establecimiento de la meta de inflación por parte del banco central (1991 a 1996), no se cumplió ni para la inflación nacional, ni tampoco para la inflación de las ciudades independientemente, aunque hubo cuatro excepciones: Pasto, en 1991, y Bucaramanga, Medellín y nuevamente Pasto, en 1993. A este respecto, Corbo⁴¹ señala que:

el país [Colombia] no ha podido perseguir el objetivo de inflación con suficiente fuerza debido a problemas de dominación fiscal y a la simultánea búsqueda de un objetivo de tasa de cambio real. El programa ha carecido por lo tanto de credibilidad plena y, no es de sorprender que el comportamiento de la inflación haya sido deficiente. Fue sólo después de que Colombia abandonó su banda cambiaria y adoptó la flotación que el banco central pudo focalizar su atención en la reducción de la inflación.

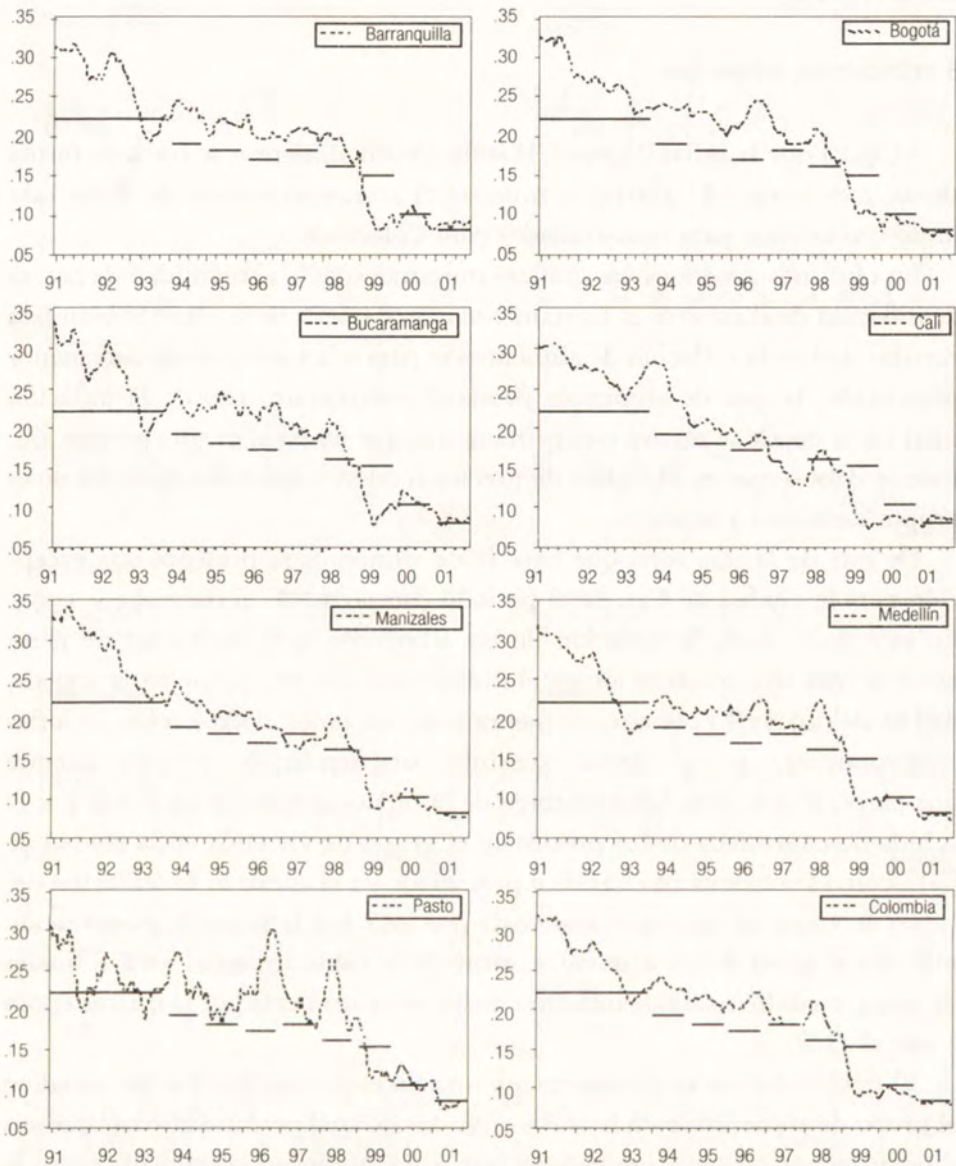
Esta situación cambió desde 1997; la meta nacional empezó a cumplirse y de paso, también la meta en algunas de las ciudades que se incluyen en este análisis. Por ejemplo, en 2001, la inflación nacional llegó al 7,6 %, pero sólo Bogotá, Manizales y Medellín presentaron tasas de inflación por debajo de la meta. En contraste, la ciudad de Barranquilla presentó la tasa más alta, 9,2 %, 1,2 puntos porcentuales por encima de la meta. Tampoco cumplieron la meta de inflación para el año 2001 Bucaramanga, Cali ni Pasto.⁴²

Como ya se mencionó en la sección 2, la presencia de bienes no transables en el IPC podría causar que la versión relativa de la PPA no se cumpla, lo cual produciría, en el contexto de este trabajo, que la inflación de una ciudad difiera de la de otra. Con el fin de observar qué pasa a este respecto, en las secciones siguientes se analiza la inflación de los grupos de alimentos y de vivienda. Es de esperar que la inflación del componente de alimentos sea mucho más semejante entre las ciudades que la inflación en el componente

⁴¹ Citado por Salomón Kalmanovitz en "El Banco de la República como institución independiente", en *Revista del Banco de la República*, VOL. LXXIV, núm. 889, noviembre de 2001.

⁴² En la actualidad las ponderaciones del IPC para las trece ciudades son las siguientes: Bogotá (0.47660), Medellín (0.13270), Cali (0.12388), Barranquilla (0.07308), Bucaramanga (0.04156), Cartagena (0.0350), Cúcuta (0.02615), Pereira (0.02483), Manizales (0.01773), Neiva (0.01308), Villavicencio (0.01255), Pasto (0.01253) y Montería (0.01171). Con estas ponderaciones la inflación de Colombia tiende a ser jalonada por la inflación de la ciudad de Bogotá, situación que se puede apreciar en las gráficas y en la más alta correlación de los cuadros 1, 4 y 6.

Gráfico 4. Inflación anual por ciudades y metas de inflación
(enero de 1991 a diciembre de 2001)



FUENTE: Cálculos del autor con base en el IPC por ciudades, DANE y Banco de la República.

de vivienda, pues la inflación de los bienes de algunos de los subgrupos que integran este último deberían estar determinados sólo por presiones de demanda local.

B Inflación en alimentos

Al igual que la inflación total, la inflación en alimentos se toma de forma anual, mes a mes. El gráfico 5 muestra el comportamiento de dicha tasa junto con la total para cada ciudad y para Colombia.

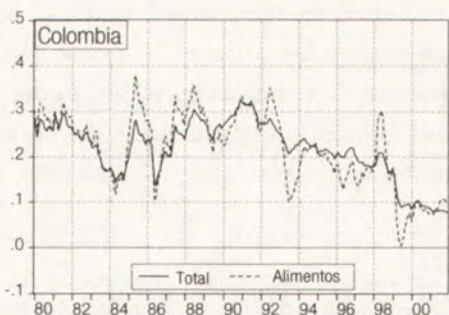
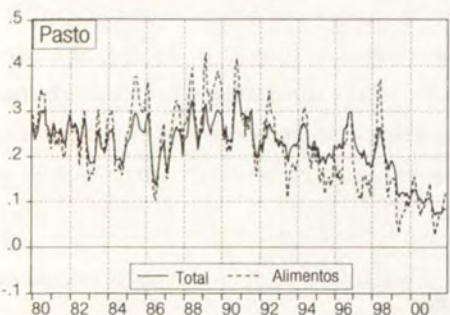
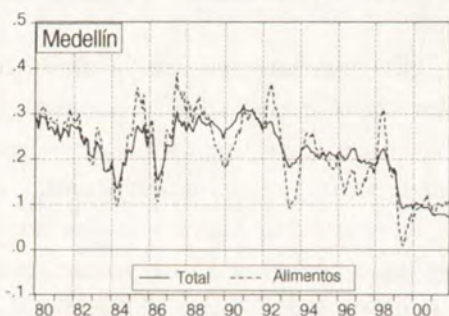
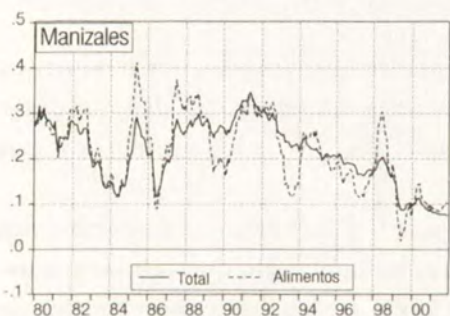
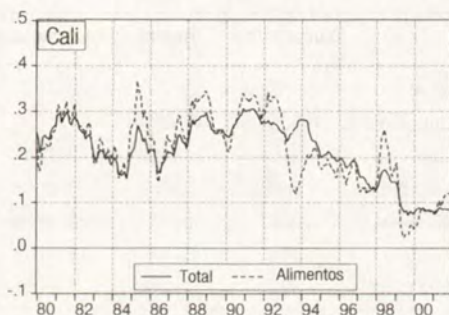
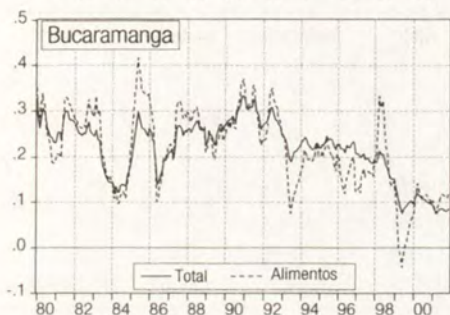
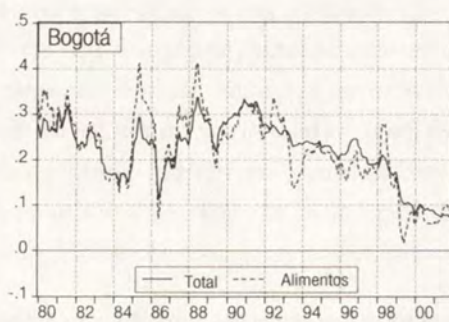
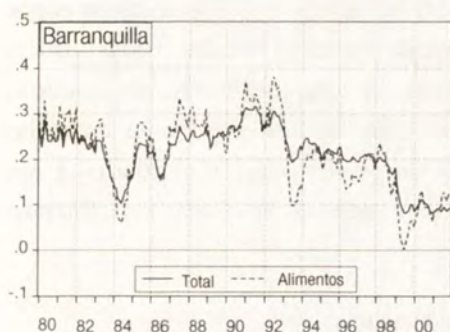
En términos generales, las gráficas muestran que la variabilidad de la tasa de inflación de alimentos es ligeramente mayor que la de la total. Si bien esta variabilidad de la inflación de alimentos se pasa a la total pero en una menor proporción, la tasa de alimentos jalona el comportamiento de la inflación total hacia donde se mueva esta primera, aunque no en la misma proporción. Esto se debe a que en el índice de precios total se consideran también otros grupos de bienes y servicios.

De este de la tasa total que hace la de alimentos se presenta una excepción para la ciudad de Cali en el periodo comprendido entre 1993 y 1994. En este único caso, la inflación de los alimentos (que, dicho sea de paso, posee la más alta ponderación en el índice total del IPC, y que en la actualidad es del 29,51%) cae abruptamente pero sin tener efectos sobre la inflación total; ésta, por el contrario, exhibió una tendencia creciente durante una parte de esos años. Dicha subida de la inflación total es explicada por la subida descontrolada de los precios en el grupo de vivienda en la ciudad de Cali, como se observa en el gráfico presentado en el anexo 2. La inflación del rubro de vivienda, que en el índice de precios tiene la segunda ponderación más alta después del de alimentos, alcanzó un valor de casi el 48% a finales de 1993, cuando la tasa de inflación de los alimentos caía por la misma época a casi el 10%.

El gráfico del anexo 3 muestra, en un solo esquema, la inflación anual en el grupo de alimentos para las siete ciudades, lo cual permite afirmar que sus diferencias son bastante pequeñas y que, al igual que en la inflación total, la variabilidad de la inflación de la ciudad de Pasto sobresale entre las demás.

El gráfico 5 presenta una particularidad en la caída que experimentó la inflación de alimentos entre 1998 y 1999. En 1999, en parte por la caída en el consumo de los hogares, aun de productos básicos, los precios de los alimentos incluidos en la canasta del IPC prácticamente no variaron (el 0,8%

Gráfico 5. Inflación anual total y de alimentos
(enero de 1980 a diciembre de 2001)



FUENTE: Cálculos del autor con base en el IPC por ciudades y grandes grupos, DANE.

en promedio para las siete ciudades) y en el caso de la ciudad de Bucaramanga, se presentó una deflación anual del 4,6% en junio de 1999.

El cuadro 4 presenta la correlación entre la inflación de los alimentos por pares de ciudades. Al igual que en el caso de las tasas totales, todas las correlaciones son altas. La más baja correlación de ellas con las demás ciudades del país, nuevamente la exhibe la ciudad de Pasto. Las diferencias entre las correlaciones presentadas en el cuadro 1 y las presentadas en el cuadro 4 son menores al 0,10, con excepción de las correlaciones de Pasto con Barranquilla, del 0,13, y con Medellín, del 0,11.

Cuadro 4: Correlaciones entre Tasa de Inflación y Alimentos

	Barranquilla	Bogotá	Bucaramanga	Cali	Manizales	Medellín	Pasto
Bogotá	0,8757						
Bucaramanga	0,8953	0,9123					
Cali	0,8711	0,8902	0,8444				
Manizales	0,8483	0,8978	0,8885	0,8750			
Medellín	0,8982	0,8971	0,8884	0,8898	0,9485		
Pasto	0,6580	0,7872	0,7411	0,7806	0,7398	0,7521	
Colombia	0,9273	0,9746	0,9431	0,9353	0,9408	0,9592	0,7975

FUENTE: Cálculos del autor con base en IPC por ciudades, DANE.

Las disminuciones en la oferta de alimentos provocadas por fenómenos climáticos, como sequías u otras condiciones extremas, pueden producir aumentos en los precios que se reflejan en la inflación de los alimentos y, por consiguiente, en la inflación total.

El efecto que han tenido las sequías sobre la inflación en Colombia fue evaluado por Avella.⁴³ En su documento, el autor sugiere que cambios bruscos en el clima, como el fenómeno del Niño y algunas sequías fuertes de principios de año, tienen una incidencia no despreciable en la inflación, lo que se corrobora con el hecho de que la ponderación que se le da hoy al componente alimenticio en el IPC es de 29,5%.⁴⁴ En Colombia, el efecto urbano es el mismo que el nacional. En las fechas en que se presentaron el fenómeno del Niño (1982-1983, 1986-1987, 1991-1992, 1994-1995, 1997-1998) y

⁴³ Rodrigo Avella, "Efecto de las sequías sobre la inflación en Colombia", en *Borradores de economía*, núm. 183, Banco de la República, julio de 2001.

⁴⁴ Corresponde a la ponderación más baja que se le ha asignado al grupo de alimentos desde que se elabora el IPC.

las sequías (principios de 1985 y 1988), la tasa de inflación del grupo de alimentos aumentó para todas las ciudades, como lo muestra el gráfico 5, lo cual jalonó la inflación total en cada ciudad. Esta situación lleva a pensar que dichas situaciones de oferta afectan por igual a todas las ciudades del país.

Con el fin de percibir el grado de incidencia que tiene la inflación de los alimentos en el total de la tasa, la tasa de inflación con y sin alimentos se muestra en el gráfico 6. La tasa de inflación sin alimentos hace a un lado el efecto de los choques de oferta de corto plazo y deja la inflación de mediano y largo plazo. Dicha tasa es conocida como una medida de inflación básica. Como se observa, estas dos medidas de inflación (inflación básica e inflación total) se han comportado con gran similitud desde principios de la década de 1990; sin embargo, según sea la ciudad que se mire se identifican algunas divergencias temporales en el comportamiento, por ejemplo, Barranquilla (1992 y 1993), Bucaramanga (1999), Cali (1993 y 1994), Manizales (1993 y 1998), Medellín (1998) y Pasto (1990, 1992, 1993, 1996 y 1998). Estas desviaciones de tipo local sumadas a las de otras ciudades, no necesariamente tan profundas, generan desviaciones perceptibles a simple vista entre la inflación básica nacional y la inflación total nacional en los años 1992, 1993, 1998 y 1999.

Estas diferencias que surgen a escala local entre los dos indicadores de inflación reflejan los procesos inflacionarios independientes que se presentan en periodos cortos de tiempo en la inflación de las ciudades, puesto que dichos eventos se presentan en periodos diferentes en el tiempo para cada ciudad.

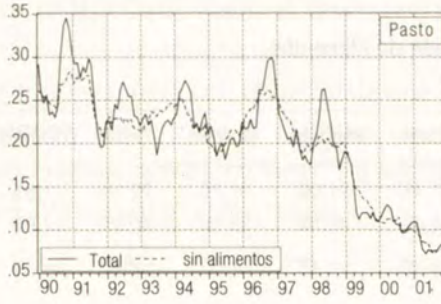
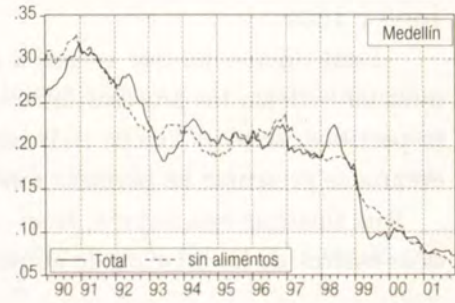
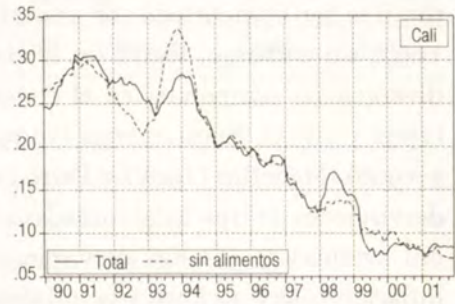
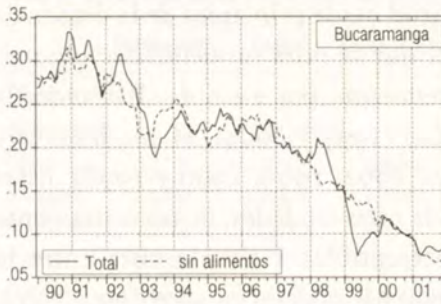
Para finalizar esta sección, en el cuadro 5 se presentan algunas características básicas de la inflación de alimentos por ciudades.

Cuadro 5: Características de las Tasas de Inflación de Alimentos
(enero 1980 – diciembre 2001)

Inflación	Barranquilla	Bogotá	Bucaramanga	Cali	Manizales	Medellín	Pasto	Colombia
Media	21,1%	22,1%	21,4%	21,4%	21,5%	21,7%	22,2%	21,6%
Máxima	38,0%	41,2%	41,6%	36,6%	41,1%	39,1%	42,8%	37,8%
Fecha Máxima	jul.-92	jun.-85	jun.-85	may.-85	jun.-85	jul.-87	mar.-89	jun.-85
Mínima	0,1%	1,6%	-4,6%	2,2%	1,7%	0,7%	2,7%	0,3%
Fecha Mínima	jul.-99	jun.-99	jun.-99	jul.-99	jun.-99	jul.-99	may.-01	jun.-99

FUENTE: Cálculos del autor con base en el IPC por ciudades, DANE.

Gráfico 6. Inflación Total y Sin Alimentos
(enero de 1990 a diciembre de 2001)



FUENTE: Cálculos del autor con base en el IPC por ciudades y grandes grupos, DANE.

De este cuadro se destaca que la inflación para las ciudades alcanza su punto máximo alrededor de los años de 1985 y 1989, mientras que la inflación total alcanzaba su máximo en los primeros años de la década de 1990. También resalta que la inflación mínima para varias ciudades está muy cercana a ser nula y que es negativa para una ciudad (Bucaramanga), situación que lleva a que la tasa nacional sea del 0,3% en junio de 1999. A diferencia de lo que acontecía con la inflación total, los puntos máximos y mínimos de la inflación de alimentos para todas las ciudades se dieron en periodos más espaciados de tiempo. Para la inflación máxima (afectada por el valor máximo de Barranquilla, que se presentó en 1992), el periodo fue de cinco años y inflación mínima fue de alrededor de dos años.

C Inflación en grupo de vivienda

El componente de vivienda del IPC se analiza debido al gran peso que tiene en el índice total, en la actualidad es del 29,41% por ciento. En el presente estudio, la inflación del grupo de vivienda sirve, además para dar una idea de lo que sucede con la variación de los precios de los bienes no transables a lo largo del país. En el Anexo 4 simultáneamente se muestra la gráfica de la inflación de este grupo en las siete ciudades, donde se ve cómo, a diferencia de lo que pasa con la inflación total y de alimentos (véase anexos 1 y 3), se desvían, en ciertos periodos, las tasas para algunas ciudades de la tendencia de las demás. Sobresalen los casos de Cali, Manizales, Medellín y Pasto, en diferentes periodos de tiempo.

En el cuadro 6 no sólo se presentan las correlaciones entre las tasas de inflación en el componente de vivienda; también en él se puede observar que el grado de asociación es menor entre las tasas de inflación de vivienda que en aquel grado que mostraban las tasas de inflación totales y aun las de alimentos (cuadro 1 y 4), lo cual sugiere un comportamiento menos relacionado de la inflación en grupo de vivienda entre ciudades.

Las correlaciones más bajas nuevamente son presentadas por la ciudad de Pasto, cuya correlación más baja es con la ciudad de Manizales (el 60,15%), y la más alta, con la capital del país (el 79,79%).

El gráfico 7 muestra la inflación del grupo de vivienda y la inflación total. Se advierte que la inflación de vivienda se comporta más suavemente que la inflación total para el periodo y para todas las ciudades; además se observa que aquélla de que no exhibe los cambios bruscos que presentan la tasa

Cuadro 6: Correlación entre Tasas de Inflación del grupo de vivienda

	Barranquilla	Bogotá	Bucaramanga	Cali	Manizales	Medellín	Pasto
Bogotá	0,8887						
Bucaramanga	0,9209	0,9007					
Cali	0,8292	0,8069	0,8195				
Manizales	0,8682	0,8873	0,9167	0,7819			
Medellín	0,8029	0,8538	0,8728	0,7031	0,8551		
Pasto	0,7878	0,7979	0,7493	0,6385	0,6015	0,7349	
Colombia	0,9262	0,9770	0,9488	0,8741	0,9271	0,9100	0,7899

FUENTE: Cálculos del autor con base en el IPC por ciudades, DANE.

total y la inflación de alimentos (véase gráfico 8). La ciudad de Cali en el periodo 1993-1994 presenta la excepción, a la que ya se había hecho alusión. En la gráfica se puede ver que la inflación del grupo de vivienda alcanza su nivel más alto (el 47%) en diciembre de 1993, mientras que en la misma época, la inflación de alimentos se empezaba a recuperar de una caída de casi el 16% entre enero y octubre del mismo año⁴⁵ (véase gráfico 8).

Al contrario de lo que pasaba entre la inflación total y la de alimentos, la inflación del grupo de vivienda no parece jalonar la tasa de inflación total de las ciudades, a pesar de que en la actualidad sus ponderaciones dentro del índice en la actualidad son casi iguales.

Del gráfico 7 cabe rescatar que para finales del periodo, aproximadamente desde finales de 1999, la inflación de vivienda se encontraba por debajo de la inflación total en todas las ciudades, siendo uno de los grupos de la canasta que ha colaborado con el cumplimiento de las metas de inflación de los últimos tres años.

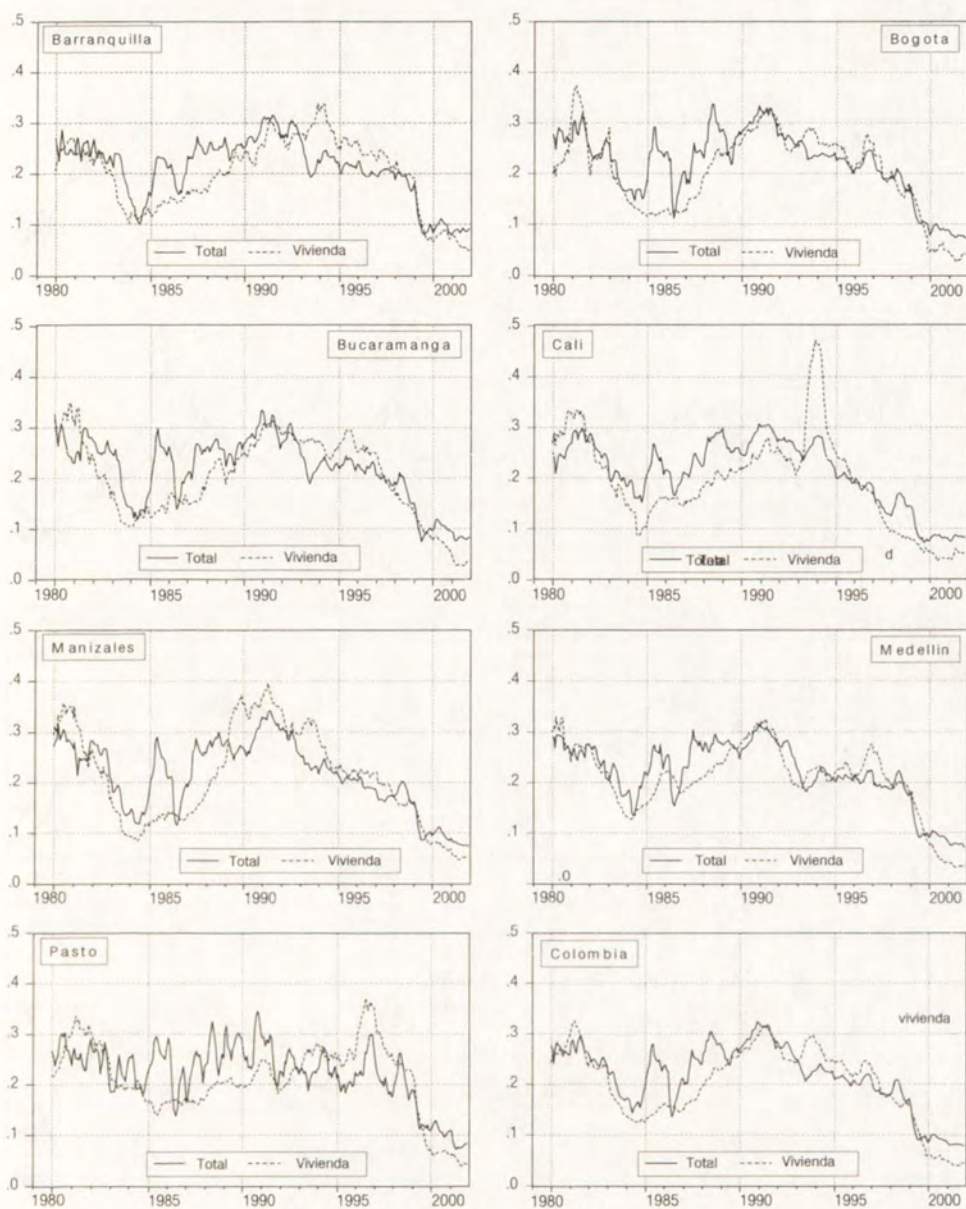
El gráfico 8 exhibe la tasa de inflación del grupo de vivienda y la del grupo de alimentos. Allí puede verse con claridad la diferencia entre un grupo compuesto de bienes supuestamente de mayor transabilidad (alimentos) y otro, cuya supuesta transabilidad no debería ser tan elevada (vivienda).

La característica general del gráfico 8 es la variabilidad la inflación de los alimentos para todas las ciudades.

Así como sucede con la tasa de inflación total y la tasa de vivienda, esta última también se ubica por debajo de la de alimentos a partir del año 2000

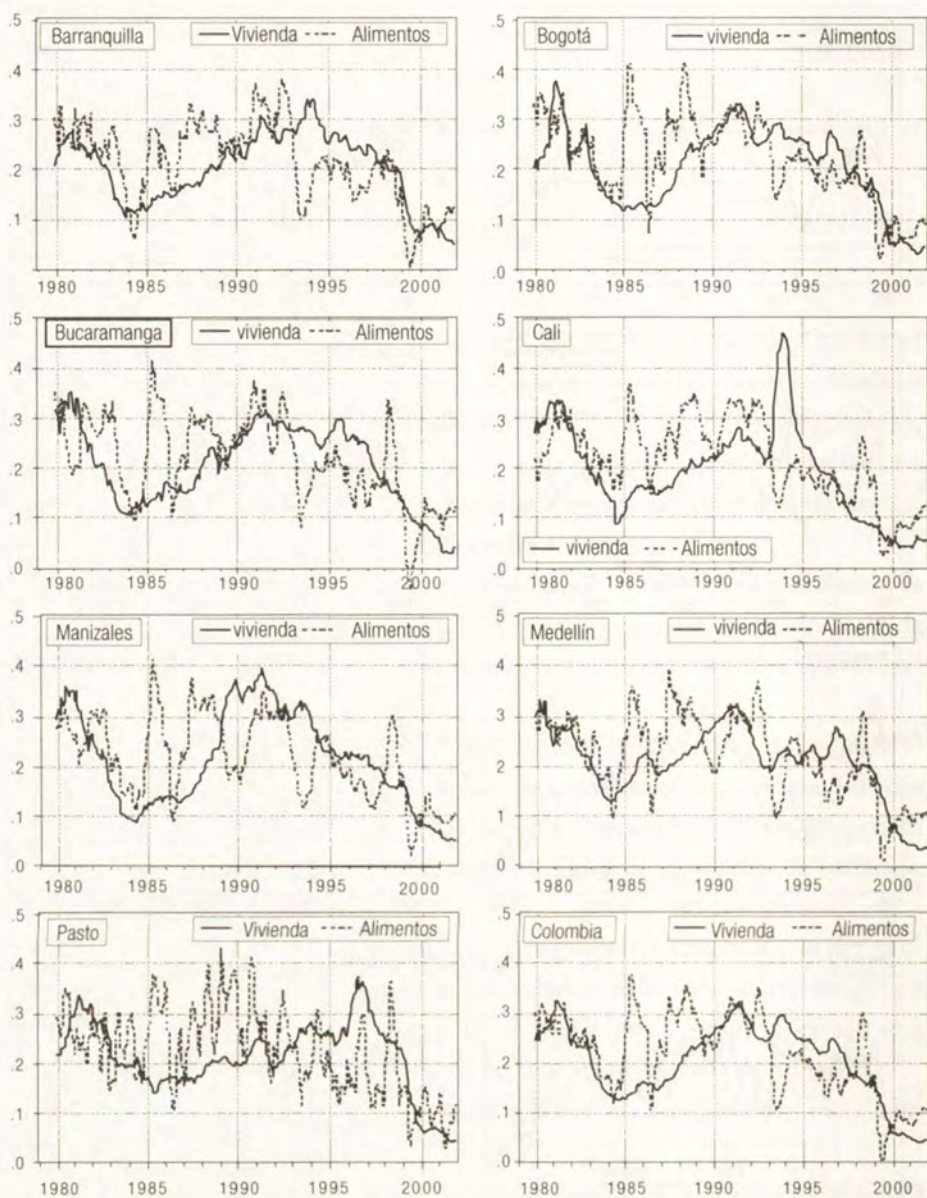
⁴⁵ En enero de 1993, la inflación de alimentos en Cali era del 27,17%, mientras que en octubre, era del 11,79%. En diciembre del mismo año, fue del 14,07%.

Gráfico 7. Inflación Anual Total y del Grupo de Vivienda
(enero de 1980 a diciembre de 2001)



FUENTE: Cálculos del autor con base en el IPC por ciudades y grandes grupos, DANE.

Gráfico 8. Inflación grupo alimentos y grupo vivienda
(enero 1980 a diciembre de 2001)



FUENTE: Cálculos del autor con base en el IPC por ciudades y grandes grupos, DANE.

Cuadro 7: Correlación entre la Inflación de grupo de alimentos y de vivienda

Ciudad	Correlación	Ciudad	Correlación
Barranquilla	0,5178	Manizales	0,4519
Bogotá	0,5767	Medellín	0,5907
Bucaramanga	0,4624	Pasto	0,2832
Cali	0,4530	Colombia	0,5860

FUENTE: Cálculos del autor con base en información del IPC, DANE.

siendo la de vivienda aproximadamente la mitad de la inflación de alimentos para cada ciudad.

El cuadro 7 muestra el grado de asociación lineal entre la inflación de alimentos para cada ciudad y la respectiva inflación del grupo de vivienda. El cuadro muestra la asociación entre el grupo considerado como de alta transabilidad (alimentos) y el de baja transabilidad (vivienda). Era de esperarse que la asociación entre estos dos grupos fuera baja, tal como de hecho lo fue.

La ciudad de Pasto presenta el menor grado de asociación en estas variables, con el 28,3%, debido a la gran variabilidad, antes reseñada, de la inflación de alimentos. También se muestran bajas las tasas correspondientes a Manizales, Cali y Bucaramanga. En Colombia, dicho coeficiente alcanza el 58,6%, pero la única ciudad que supera este valor es Medellín, con el 59,1%.

Una vez finalizada la caracterización de los procesos inflacionarios en las ciudades de Colombia se procede a exponer los resultados en cuanto a la validación de la hipótesis de la versión relativa de la PPA y la hipótesis de convergencia.

IV Resultados

Con el propósito de saber si las series de inflación anual para cada ciudad son o no estacionarias se efectuaron las pruebas de raíz unitaria de ADF y KPSS. El cuadro 8 presenta los resultados de dichas pruebas. La metodología es la misma de las secciones A.1. y A.2., pero aplicada directamente a las series de inflación anual.

Las pruebas sostienen que todas las series de inflación anual son integradas de orden uno sin componente determinístico de tipo alguno. La misma situación se presenta en la inflación de alimentos y del grupo de

Cuadro 8: Pruebas de raíz unitaria sobre la inflación total anual
(enero de 1980 a diciembre de 2001)

Ciudad	ADF*		KPSS**		Orden de integración
	Estadístico	Valor crítico	Estadístico	Valor crítico	
Barranquilla	$\tau = -1,160$	-1,941	$\eta_{\mu} = 0,803$	0,463	I(1)
Bogotá	$\tau = -1,174$	-1,941	$\eta_{\mu} = 0,921$	0,463	I(1)
Bucaramanga	$\tau = -1,124$	-1,941	$\eta_{\mu} = 0,905$	0,463	I(1)
Cali	$\tau = -1,470$	-1,941	$\eta_{\mu} = 1,187$	0,463	I(1)
Manizales	$\tau = -1,465$	-1,941	$\eta_{\mu} = 0,866$	0,463	I(1)
Medellín	$\tau = -1,211$	-1,941	$\eta_{\mu} = 1,140$	0,463	I(1)
Pasto	$\tau = -1,232$	-1,941	$\eta_{\mu} = 1,128$	0,463	I(1)

* Nivel de significancia al 5%. Autocorrelación sobre los residuales, evaluada con estadístico de Ljung-Box al 20%.

** Nivel de significancia al 5%. Ventana de Bartlett = 8.

Cuadro 9: Pruebas de raíz unitaria sobre la inflación anual del grupo de alimentos
(enero de 1980 a diciembre de 2001)

Ciudad	ADF*		KPSS**		Orden de integración
	Estadístico	Valor crítico	Estadístico	Valor crítico	
Barranquilla	$\tau = -1,376$	-1,941	$\eta_{\mu} = 0,929$	0,463	I(1)
Bogotá	$\tau = -1,434$	-1,941	$\eta_{\mu} = 1,197$	0,463	I(1)
Bucaramanga	$\tau = -1,368$	-1,941	$\eta_{\mu} = 1,044$	0,463	I(1)
Cali	$\tau = -1,199$	-1,941	$\eta_{\mu} = 1,229$	0,463	I(1)
Manizales	$\tau = -1,243$	-1,941	$\eta_{\mu} = 0,966$	0,463	I(1)
Medellín	$\tau = -1,237$	-1,941	$\eta_{\mu} = 1,146$	0,463	I(1)
Pasto	$\tau = -1,009$	-1,941	$\eta_{\mu} = 1,303$	0,463	I(1)

* Nivel de significancia al 5%. Autocorrelación sobre los residuales, evaluada con estadístico de Ljung-Box al 20%.

** Nivel de significancia al 5%. Ventana de Bartlett = 8.

Cuadro 10: Pruebas de raíz unitaria sobre la inflación anual del grupo de vivienda
(enero de 1980 a diciembre de 2001)

Ciudad	ADF*		KPSS**		Orden de integración
	Estadístico	Valor crítico	KPSS	Valor crítico	
Barranquilla	$\tau = -1,223$	-1,941	$\eta_{\tau} = 0,369$	0,347	I(1)
Bogotá	$\tau = -1,094$	-1,941	$\eta_{\tau} = 0,474$	0,347	I(1)
Bucaramanga	$\tau = -0,982$	-1,941	$\eta_{\tau} = 0,450$	0,347	I(1)
Cali	$\tau = -1,617$	-1,941	$\eta_{\tau} = 0,652$	0,347	I(1)
Manizales	$\tau = -1,224$	-1,941	$\eta_{\tau} = 0,422$	0,347	I(1)
Medellín	$\tau = -1,002$	-1,941	$\eta_{\tau} = 0,684$	0,347	I(1)
Pasto	$\tau = -1,262$	-1,941	$\eta_{\tau} = 0,348$	0,347	I(1)

* Nivel de significancia al 5%. Autocorrelación sobre los residuales evaluada, con estadístico de Ljung-Box al 20%.

** Nivel de significancia al 10%. Ventana de Bartlett = 8.

vivienda para cada ciudad, como se observa en los cuadros 9 y 10.⁴⁶ También se realizaron pruebas sobre la primera diferencia de estas series de inflación (total y de alimentos), los cuales arrojaron como resultado que eran estacionarias; es decir, las series de inflación de hecho eran integradas de orden uno y no de orden superior.

Estas pruebas de raíz unitaria se realizan debido a que si las series de inflación son integradas de orden uno y sus diferencias con otras series resultan estacionarias se estaría encontrando evidencia que indica que las series se encuentran cointegradas. En estos casos la cointegración que se presentaría cumpliría con las condiciones de Bernard y Durlauf para las cuales se puede afirmar que existe convergencia estocástica.

A Pruebas de raíz unitaria sobre diferenciales de inflación

Una vez fue probado que efectivamente todas las series tenían una raíz unitaria se procedió a realizar las pruebas de raíz unitaria sobre las diferencias de la inflación entre ciudades. Tal y como se indicó en la parte metodológica, las pruebas fueron aplicadas a los diferenciales tanto de inflaciones totales y de inflación del grupo de alimentos como de inflación del grupo de vivienda. Los resultados se muestran en los cuadros 11, 12 y 13, respectivamente.⁴⁷

En el cuadro 11 se ve que, en cinco de los veintiún casos, el diferencial de tasas de inflación no es estacionario, lo que quiere decir que la versión relativa de la PPA no se cumple. Esto equivale a decir que, para estos cinco pares de ciudades, los precios no han variado en la misma proporción en los últimos veinte años. Sin embargo, la PPA relativa sí se cumple para dieciséis de los veintiún casos, es decir, para el 76% de los casos, cuando se trata de la inflación total.

En el caso de la inflación de alimentos (cuadro 12) la PPA relativa se cumple para el 100% de los casos, lo que indica que aunque esta inflación se ve afectada por choques de oferta (debido, entre otras causas, a condiciones climáticas extremas) puede afirmarse que las variaciones de los precios se dan de forma similar en las diferentes ciudades del país.

⁴⁶ El cuadro 10 presenta la prueba de KPSS con un nivel de significancia de 10%, ya que la decisión se encontraba en el borde al 5% para algunas de las ciudades.

⁴⁷ Los cuadros con los resultados detallados están a disposición del interesado.

Cuadro 11: Resultados de pruebas de raíz unitaria de inflación total

		ADF	KPSS	DF-GLS	DECISIÓN
Barranquilla	Bogotá	Estacionaria	Estacionaria	-	Estacionaria
Barranquilla	Bucaramanga	Estacionaria	Estacionaria	-	Estacionaria
Barranquilla	Cali	No estacionaria	No estacionaria	No estacionaria	No estacionaria
Barranquilla	Manizales	Estacionaria	Estacionaria	-	Estacionaria
Barranquilla	Medellín	No estacionaria	No estacionaria	No estacionaria	No estacionaria
Barranquilla	Pasto	Estacionaria	Estacionaria	-	Estacionaria
Bogotá	Bucaramanga	Estacionaria	Estacionaria	-	Estacionaria
Bogotá	Cali	No estacionaria	Estacionaria	No estacionaria	No estacionaria
Bogotá	Manizales	Estacionaria	Estacionaria	-	Estacionaria
Bogotá	Medellín	No estacionaria	Estacionaria	No estacionaria	No estacionaria
Bogotá	Pasto	Estacionaria	Estacionaria	-	Estacionaria
Bucaramanga	Cali	Estacionaria*	Estacionaria	-	Estacionaria
Bucaramanga	Manizales	Estacionaria	Estacionaria	-	Estacionaria
Bucaramanga	Medellín	Estacionaria*	Estacionaria	-	Estacionaria
Bucaramanga	Pasto	Estacionaria	Estacionaria	-	Estacionaria
Cali	Manizales	Estacionaria	Estacionaria	-	Estacionaria
Cali	Medellín	Estacionaria	Estacionaria	-	Estacionaria
Cali	Pasto	Estacionaria	Estacionaria	-	Estacionaria
Manizales	Medellín	Estacionaria*	Estacionaria	-	Estacionaria
Manizales	Pasto	No estacionaria	Estacionaria	No estacionaria	No estacionaria
Medellín	Pasto	Estacionaria	Estacionaria	-	Estacionaria

FUENTE: Cálculos del autor.

Por último, en el cuadro 13 se presentan los diferenciales en las tasas de inflación del grupo de vivienda, en cuyo grupo se encontró lo que se esperaba: un mayor número de casos que era un mayor número de casos (aproximadamente en el 40% de ellos) en los cuales este diferencial no era estacionario. Aproximadamente en el 40 por ciento de los casos. El porcentaje parece bajo, pero cabe recordar que en el grupo denominado vivienda también se incluyen bienes como muebles, utensilios de cocina, comedor y domésticos, entre otros, que aunque no tienen las mayores ponderaciones dentro del grupo, su presencia sí podría modificar los resultados en el sentido en que se encontraron.

En síntesis, puede afirmarse que hay cierta evidencia de que se cumple la versión relativa de la PPA entre las regiones en Colombia, y, por consiguiente, evidencia para sugerir la integración de los mercados regionales colombianas. Asimismo se puede afirmar que, en menor medida, los precios de los bienes de naturaleza no transable, aproximados mediante el grupo vivienda, no se

Cuadro 12: Resultados pruebas de raíz unitaria alimentos

		ADF	KPSS	DF-GLS	DECISIÓN
Barranquilla	Bogotá	Estacionaria	Estacionaria	-	Estacionaria
Barranquilla	Bucaramanga	Estacionaria	Estacionaria	-	Estacionaria
Barranquilla	Cali	Estacionaria	Estacionaria	-	Estacionaria
Barranquilla	Manizales	Estacionaria	Estacionaria	-	Estacionaria
Barranquilla	Medellín	Estacionaria	Estacionaria	-	Estacionaria
Barranquilla	Pasto	Estacionaria	Estacionaria	-	Estacionaria
Bogotá	Bucaramanga	Estacionaria	Estacionaria	-	Estacionaria
Bogotá	Cali	Estacionaria	Estacionaria	-	Estacionaria
Bogotá	Manizales	Estacionaria	Estacionaria	-	Estacionaria
Bogotá	Medellín	Estacionaria	Estacionaria	-	Estacionaria
Bogotá	Pasto	Estacionaria	Estacionaria	-	Estacionaria
Bucaramanga	Cali	Estacionaria	Estacionaria	-	Estacionaria
Bucaramanga	Manizales	Estacionaria	Estacionaria	-	Estacionaria
Bucaramanga	Medellín	Estacionaria	Estacionaria	-	Estacionaria
Bucaramanga	Pasto	Estacionaria	Estacionaria	-	Estacionaria
Cali	Manizales	Estacionaria	Estacionaria	-	Estacionaria
Cali	Medellín	Estacionaria	Estacionaria	-	Estacionaria
Cali	Pasto	Estacionaria	Estacionaria	-	Estacionaria
Manizales	Medellín	Estacionaria	Estacionaria	-	Estacionaria
Manizales	Pasto	Estacionaria	Estacionaria	-	Estacionaria
Medellín	Pasto	Estacionaria	Estacionaria	-	Estacionaria

ajustan de la misma manera que los transables. Esta situación es contraria a la que se presenta cuando se hace referencia al rubro de alimentos que, para todas las parejas de ciudades, permite afirmar que la variación de sus precios son muy similares, sin importar en dónde se encuentren estas ciudades, o si son o no afectadas por condiciones climáticas extremas.

Por otra parte, se puede afirmar, de la validación hecha o no de la versión relativa de la PPA, que para aquellos casos en que la PPA relativa sí se cumple ha existido convergencia estocástica, en el sentido señalado por Bernard y Durlauf,⁴⁸ pues que las series son integradas de orden uno y su diferencial resulta de orden cero. Pero, ¿hubo en el periodo estudiado procesos de convergencia de la inflación de las ciudades, en el sentido tradicional? En la sección siguiente se ofrece una breve revisión.

⁴⁸ Bernard; Durlauf, 1991, *op. cit.*, 1995, *op. cit.*

Cuadro 13: Resultados pruebas de raíz unitaria vivienda

		ADF	KPSS	DF-GLS	DECISIÓN
Barranquilla	Bogotá	No estacionaria	No estacionaria	Estacionaria*	No estacionaria
Barranquilla	Bucaramanga	Estacionaria	No estacionaria	No estacionaria	No estacionaria
Barranquilla	Cali	No estacionaria	No estacionaria	No estacionaria	No estacionaria
Barranquilla	Manizales	No estacionaria	Estacionaria	No estacionaria	No estacionaria
Barranquilla	Medellín	No estacionaria	No estacionaria	No estacionaria	No estacionaria
Barranquilla	Pasto	Estacionaria*	Estacionaria*	No estacionaria	No estacionaria
Bogotá	Bucaramanga	Estacionaria	Estacionaria	-	Estacionaria
Bogotá	Cali	Estacionaria	Estacionaria	-	Estacionaria
Bogotá	Manizales	Estacionaria	Estacionaria	-	Estacionaria
Bogotá	Medellín	Estacionaria	Estacionaria	-	Estacionaria
Bogotá	Pasto	No estacionaria	Estacionaria	No estacionaria	No estacionaria
Bucaramanga	Cali	Estacionaria*	Estacionaria	-	Estacionaria
Bucaramanga	Manizales	Estacionaria	Estacionaria	-	Estacionaria
Bucaramanga	Medellín	Estacionaria	Estacionaria	-	Estacionaria
Bucaramanga	Pasto	Estacionaria*	Estacionaria	-	Estacionaria
Cali	Manizales	Estacionaria	Estacionaria	-	Estacionaria
Cali	Medellín	Estacionaria	Estacionaria	-	Estacionaria
Cali	Pasto	No estacionaria	Estacionaria	No estacionaria	No estacionaria
Manizales	Medellín	Estacionaria	Estacionaria	-	Estacionaria
Manizales	Pasto	Estacionaria	Estacionaria	-	Estacionaria
Medellín	Pasto	Estacionaria	Estacionaria	-	Estacionaria

FUENTE: Cálculos del autor.

B Convergencia tradicional (tipo σ)

Para buscar evidencia adicional que sugiriera la presencia de convergencia entre la inflación de las ciudades se realizó un análisis de convergencia tipo "sigma",⁴⁹ con dos indicadores que comúnmente son utilizados de manera indistinta en la literatura sobre integración de mercados, y más específicamente, sobre convergencia: la desviación estándar y el coeficiente de variación.⁵⁰ La tendencia de cualquiera de los dos indicadores a decrecer en el tiempo es aceptada como una señal de convergencia entre las variables

⁴⁹ No se realizó el análisis de convergencia β debido a que el número de entidades de corte transversal era insuficiente.

⁵⁰ Robert Barro; y Xavier Sala-i-Marti, "Convergence", en *Journal of Political Economy*, núm. 100, abril de 1991, pp. 223-251.

que se están analizando, en cualquiera de los casos conocida como convergencia tipo σ .

Los resultados del cálculo de la desviación estándar para la inflación total, de alimentos y del grupo de vivienda se presentan en el gráfico 9. En él se ve cómo la desviación de la inflación de alimentos, para las siete ciudades, presenta una variabilidad más alta de la que presenta la inflación total, pero menor a la que presenta la correspondiente al grupo de vivienda. Sin embargo, la desviación de la inflación de alimentos muestra una clara tendencia decreciente en todo el periodo, que no se da ni en la inflación total ni en la de vivienda. Cabe anotar que si bien la desviación de la inflación de alimentos es más alta que la de la inflación total en todo el periodo, la brecha entre ellas se reduce con el paso del tiempo. La desviación de la inflación del grupo de vivienda presenta en sus inicios una tendencia decreciente que se ve interrumpida por un comportamiento creciente entre 1989 y 1999 (con una caída a finales de 1994). La desviación de las tasas de inflación de vivienda empieza en enero de 1980 con 0,048 y termina en diciembre de 2001 con 0,006, reducción bastante considerable y similar a la que se da en la inflación de alimentos, que inicia el periodo con 0,042 y termina con 0,012.

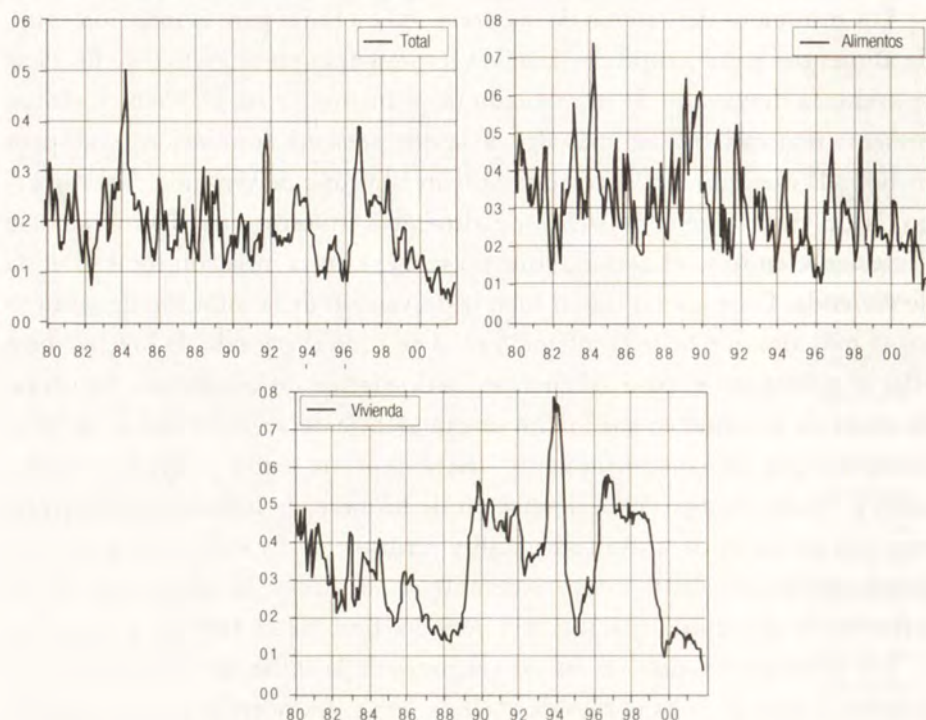
Los puntos más altos de las desviaciones de la inflación total y de la de alimentos coinciden en el mes de abril de 1984, época en la que la inflación total y la de alimentos por ciudades alcanzó uno de sus puntos más bajos. Sin embargo, no es éste el caso de la inflación en el grupo de vivienda, que alcanzó, su punto más alto en diciembre de 1993, claramente influenciada por la tasa de Cali en ese mes.

En síntesis, si se toma la desviación estándar como medida de la dispersión de la inflación de las ciudades, se podría afirmar que en el periodo comprendido entre 1980 y 2001 se ha dado un proceso de convergencia tipo sigma entre las tasas de inflación totales (y también en las de alimentos), pero no entre las tasas de inflación de vivienda, aun cuando la desviación se ha reducido considerablemente a partir de 1999.

El gráfico 10 muestra el coeficiente de variación para la inflación total, la inflación de alimentos y la del grupo de vivienda. Dicho coeficiente se calcula según la siguiente expresión para las tres diferentes inflaciones:

$$CV_i = \frac{\sqrt{\sum_i (\pi_{i,t} - \pi_t)^2}}{\sum_i \pi_{i,t}} \quad ; \quad i = \{Barranquilla, \dots, Pasto\} \quad (22)$$

Gráfico 9. Desviación estándar de la inflación total, de alimentos y de vivienda
(enero de 1980 a diciembre de 2001)

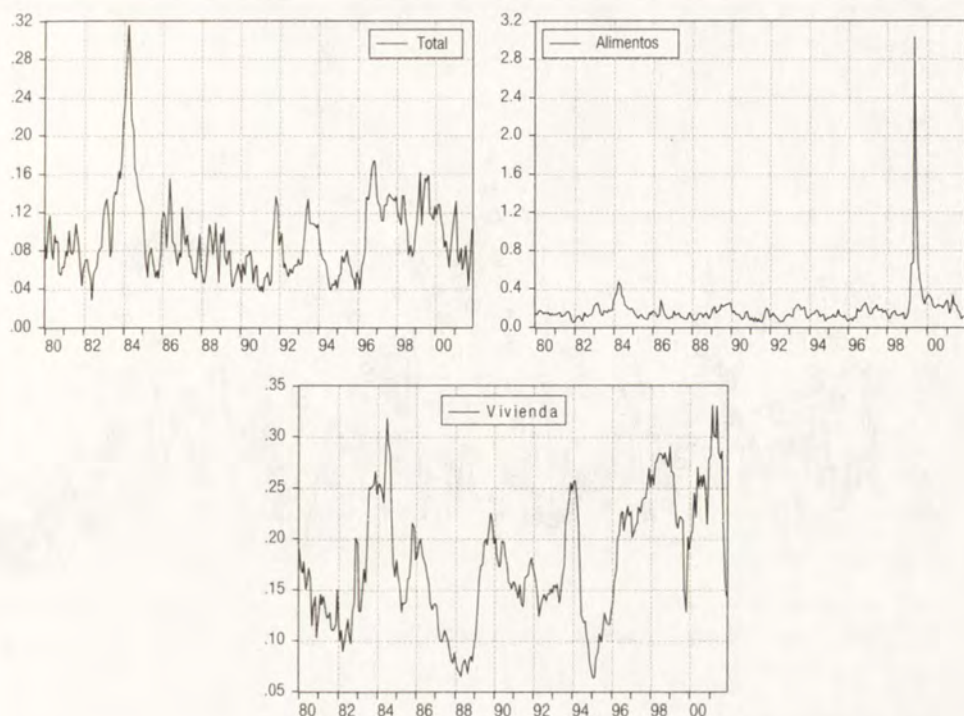


FUENTE: Cálculos del autor.

donde π es la media de corte transversal de la tasa de inflación de las siete ciudades para cada momento en el tiempo. Estos coeficientes de variación, que son usados, como se mencionó atrás, en el análisis de convergencia tipo sigma, muestran algunas características interesantes. Una de ellas es que ninguno de los coeficientes exhibe tendencia decreciente con el paso del tiempo, tendencia que es más bien creciente en el caso de la inflación de vivienda y de alimentos.

Por otro parte, el coeficiente de variación de la inflación del grupo de alimentos muestra dos picos que llaman la atención: el primero, en 1984, cuando se presentó la caída de la inflación antes mencionada, y el segundo, a finales de 1998 y principios de 1999, cuando la inflación de alimentos pasó en promedio del 18% a ser casi nula en la mayoría de las ciudades (véase gráfico 5).

Gráfico 10. Coeficiente de variación de la inflación total, de alimentos y de vivienda
(enero de 1980 a diciembre de 2001)



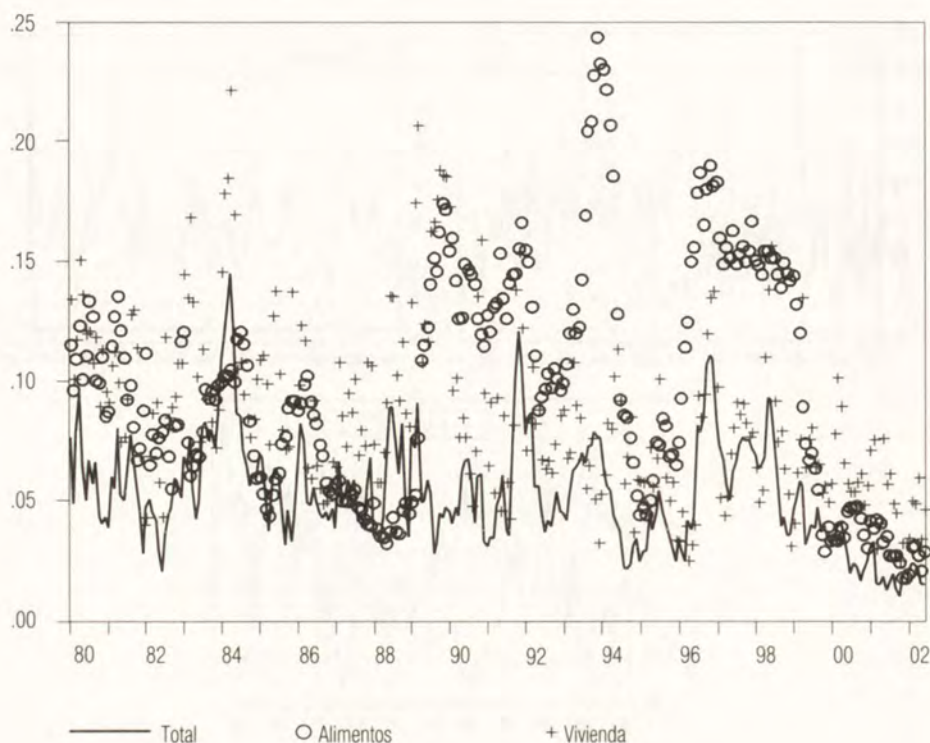
FUENTE: Cálculos del autor.

Entre tanto, el coeficiente del grupo de vivienda muestra una tendencia levemente creciente, si bien presenta dos caídas importantes: una, en 1988, y la otra, en 1994. La pendiente de dicho coeficiente es levemente mayor a la que presenta el coeficiente de variación de la inflación de alimentos, (gracias al gran valor que presenta en 1999).

En síntesis, el coeficiente de variación, utilizado como medida de dispersión de la inflación, no aporta evidencia para afirmar que existe convergencia —en sentido tradicional sigma— en la tasa de inflación total (de alimentos y del grupo de vivienda) entre las ciudades de Colombia en el periodo comprendido entre 1980 y 2001.

Adicionalmente, el gráfico 11 ayuda a dar una idea de si la inflación en los diferentes grupos aquí analizados se reduce entre ciudades, y por consiguiente, si se puede hablar de convergencia.

Gráfico 11. Inflación máxima y mínima entre ciudades



FUENTE: Cálculos del autor.

El gráfico 11 muestra el resultado de calcular la diferencia entre la inflación máxima y la mínima (sin importar cuáles ciudades las presenten) para la inflación total (línea sólida), la de alimentos (círculo) y de vivienda (cruz) en cada mes entre enero de 1980 y julio de 2002. Este gráfico permite ver como el rango numérico en el que cae la inflación de las ciudades se ha ido reduciendo, especialmente a partir del año 1997. Al final del periodo (que para este gráfico fue ampliado hasta julio de 2002) se puede ver que los rangos de cada uno de los grupos de inflación tienden a precerse a los otros dos, ubicándose alrededor de 5 por ciento.

En conclusión puede decirse que, con el tiempo, las diferencias de inflación entre las ciudades de Colombia se han ido reduciendo, pero que dicho proceso, que se da lentamente, no ha sido siempre decreciente. También es cierto que las diferencias entre las tasas de inflación de las ciudades

del país, por lo menos en sus grupos más significativos, no sobrepasan el 6,0% y que, por lo tanto, no puede hablarse de grandes diferencias de inflación entre las ciudades, por lo menos en el largo plazo.

V Conclusiones

El análisis descriptivo sugiere que la inflación se ha comportado de manera similar en las principales siete ciudades de Colombia, por ejemplo, alcanzando sus valores mínimo y máximo en cada ciudad más o menos por el mismo periodo de tiempo. Cabe destacar que, en las ciudades, la inflación alcanzó su nivel máximo a principios de la década de 1990, mientras que llegó a su mínimo histórico a finales del año 1998. Comparándola por décadas, puede afirmarse que, en promedio, la inflación fue levemente menor durante los años noventa que durante los años ochenta, y que ha sido bastante menor durante los años 2000 y 2001 para la mayoría de ciudades.

Con la inflación del grupo de alimentos del IPC, que es el grupo más importante de la canasta y que es usado en el presente estudio como indicador de la inflación de los bienes transables, sucedió algo semejante a lo que pasó con la inflación total. Este indicador de la variación de los precios de los alimentos se comporta de manera similar entre ciudades, reflejando, en alguna medida (al igual que lo hace la inflación total) la integración de los mercados urbanos en Colombia. Sin embargo, la inflación de alimentos presenta una mayor volatilidad que la inflación total y, como hecho notable, alcanza valores cercanos a cero a finales de 1998 y principios de 1999.

Las pruebas de raíz unitaria sugieren la posibilidad, como lo señala la teoría económica, de un mayor grado de similitud entre la inflación de bienes supuestamente de mayor transabilidad (alimentos) que la que se observa en los de baja transabilidad (vivienda).

En síntesis, las pruebas señalan que se cumple la hipótesis de la versión relativa de la PPA para un número considerable de casos (el 76% aproximadamente) cuando se considera la inflación total. Si se toma la inflación de los alimentos como indicadora en cierto grado de la inflación de los transables, la hipótesis se cumple para el 100% de los casos. Esta inflación está influida, en gran medida, por factores de oferta que, según los resultados de las pruebas econométricas, afectarían, de manera similar la tasa de inflación de las ciudades. En el caso de los bienes no transables, los diferenciales de inflación son estacionarios en el 62% de los casos.

En conclusión, y de acuerdo con la teoría, la versión relativa de la PPA se cumple tanto para la inflación total como para la de los grupos analizados, aunque en el caso de la de vivienda el número de casos es alto, debido, probablemente, a la presencia de bienes transables dentro del grupo y a los ajustes de precios, similares en todo el país. Esta evidencia sobre la validez de la versión relativa de la PPA aporta nuevos elementos a favor de la integración de los mercados urbanos en Colombia.

En cuanto a la hipótesis de convergencia de la inflación de las ciudades, cierta evidencia señala que la diferencia entre ellas se ha reducido con el tiempo y de manera lenta. Para todos aquellos casos en que la hipótesis de la versión relativa de la PPA se cumple puede decirse que las series han convergido estocásticamente en el sentido de Bernard y Durlauf.⁵¹ Además, el análisis de convergencia tipo "sigma" arroja convergencia cuando se observa la desviación estándar como indicador de convergencia, pero no la arroja cuando se tiene en cuenta el coeficiente de variación.

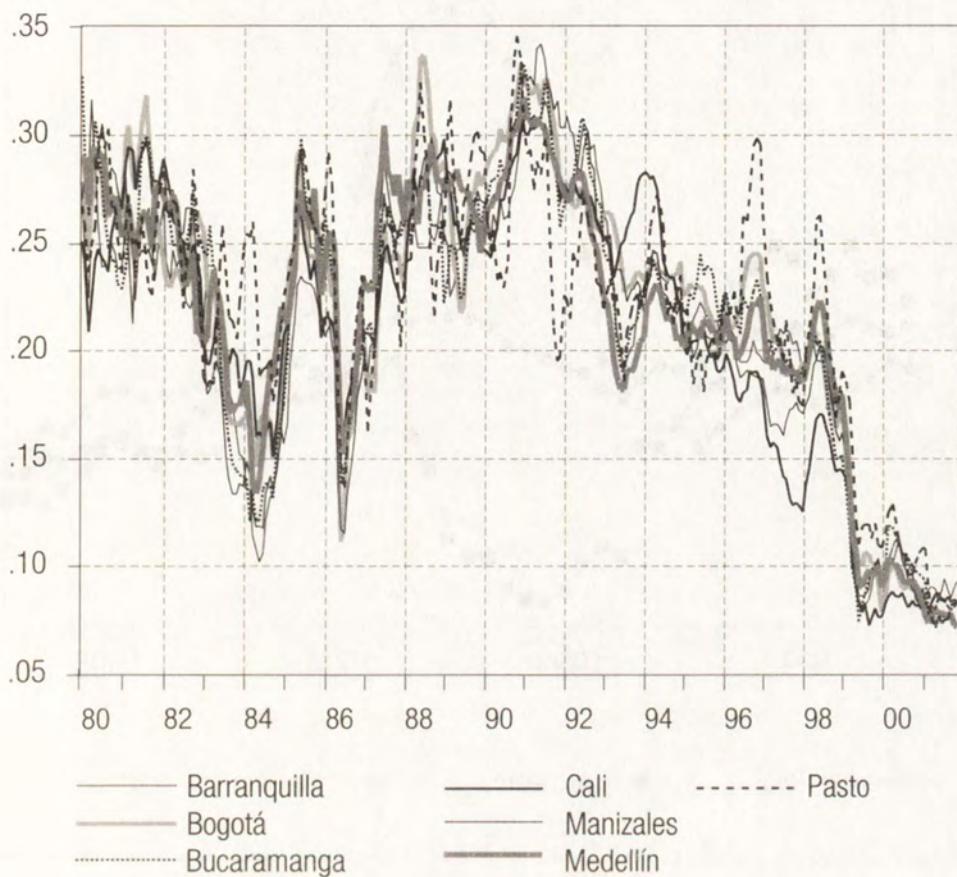
En general, la diferencia entre la inflación más alta y la más baja de las ciudades se ha reducido a casi la mitad de la que en 1980 había para los tres tipos de inflación analizada.

Por último cabe señalar dos hechos importantes: el primero, la inflación nacional es dominada por el comportamiento de la inflación en Bogotá debido a la ponderación de la ciudad en el IPC (el 50%, aproximadamente); y segundo, es necesario profundizar en el estudio de los procesos económicos regionales (entre ellos el de la inflación) para explicar y comprender mejor las disparidades que ellos presentan frente a las tendencias nacionales.

⁵¹ Bernard; Durlauf, 1991, *op. cit.*, 1995, *op. cit.*

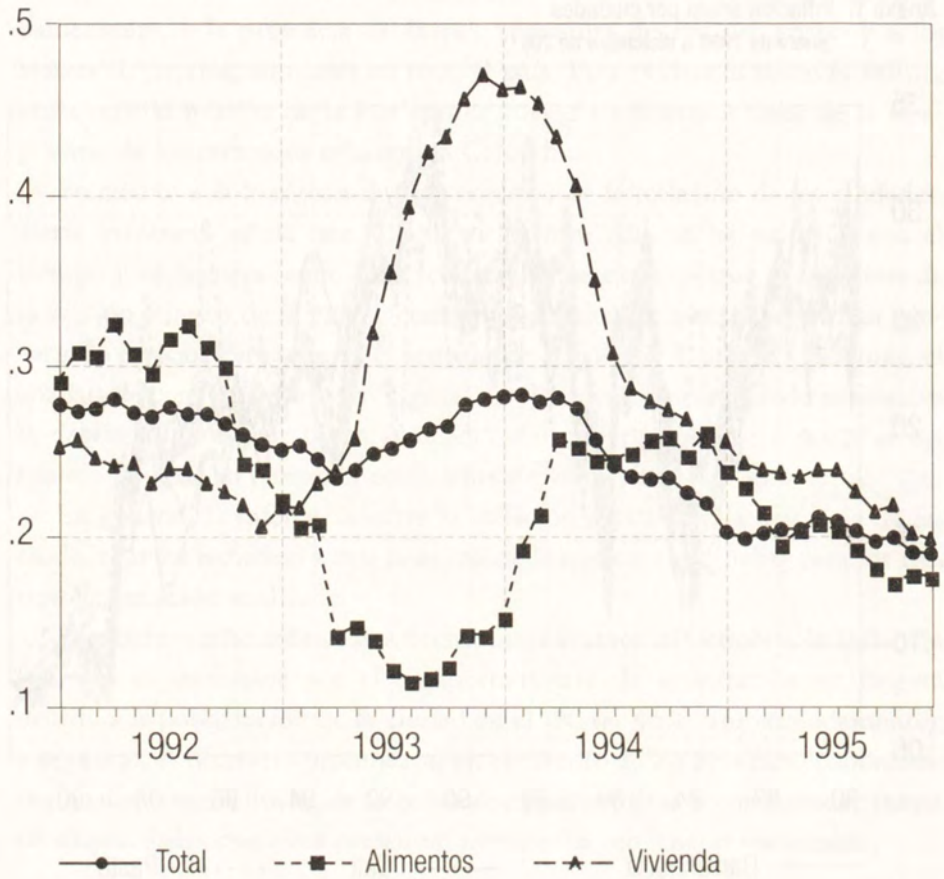
Anexos

Anexo 1. Inflación anual por ciudades (enero de 1980 a diciembre de 2001)

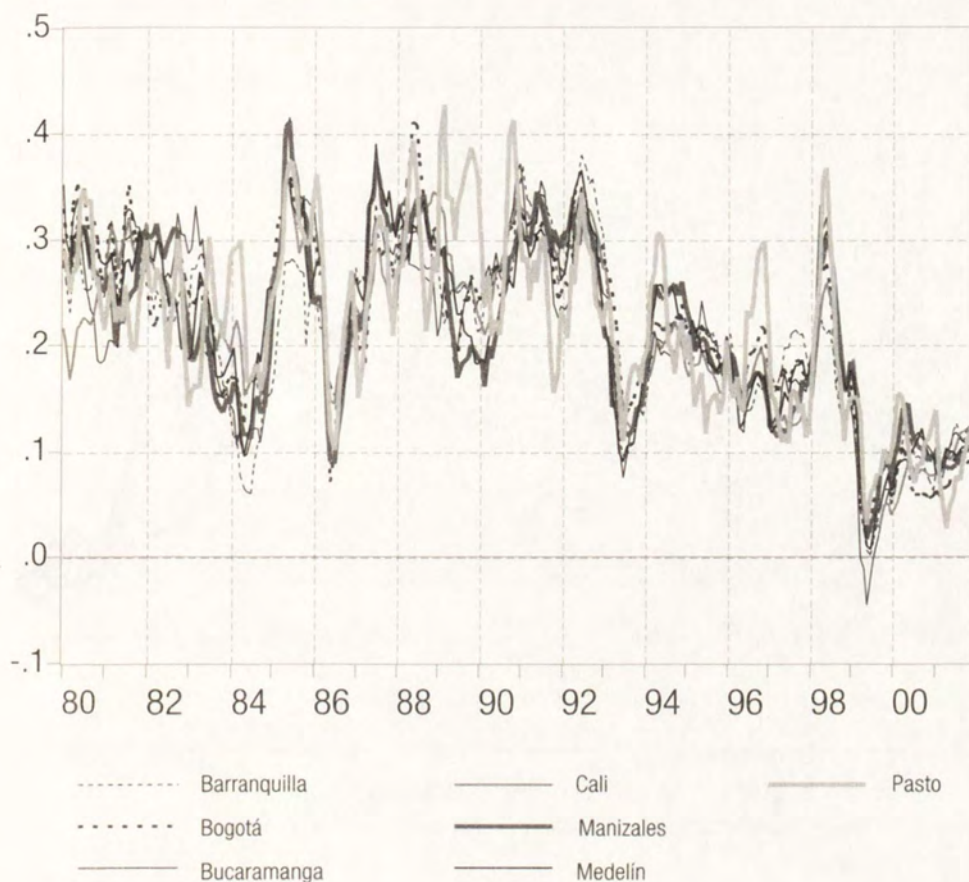


FUENTE: Cálculos del autor con base en el IPC por ciudades, DANE.

Anexo 2. Inflación Total, de Alimentos y de Vivienda, en Cali
(enero de 1992 a diciembre de 1995)

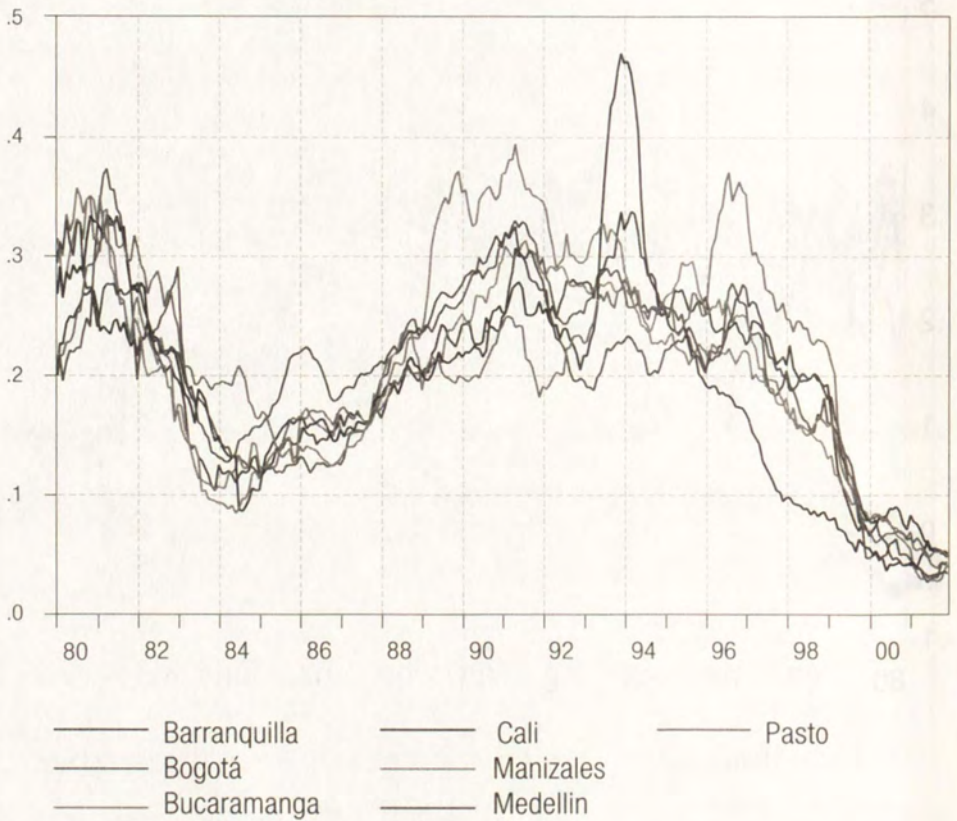


Anexo 3. Inflación anual en el componente de alimentos del IPC por ciudades



FUENTE: Cálculos del autor con base en el IPC por ciudades y grandes grupos, DANE.

Anexo 4. Inflación anual en el componente de vivienda del IPC
(enero de 1980 a diciembre de 2001)



FUENTE: Cálculos del autor con base en el IPC por ciudades y grandes grupos, DANE.

Bibliografía

- ALBEROLA, Enrique; MARQUÉS, José M., "On the Relevance and Nature of Regional Inflation Differentials: the Case of Spain", en *Documento de trabajo*, núm. 9913, Banco de España, 1999.
- AVELLA, Rodrigo, "Efecto de las sequías sobre la inflación en Colombia", en *Borradores de economía*, núm. 183, Banco de la República, julio de 2001.
- BANERJEE, Anindya; DOLADO, Juan; GALBRAITH, John; HENDRY, David, *Co-Integration, Error Correction, and the Econometric Analysis of Non-Stationary Data*, Oxford, 1993.
- BARRO, Robert, "Economic Growth in a Cross Section of Countries", en *Quarterly Journal of Economics*, núm. 106, mayo de 1991.
- BARRO, Robert; SALA-I-MARTI, Xavier, "Convergence", en *Journal of Political Economy*, núm. 100, abril de 1991, pp. 223-251.
- BERNARD, A.B.; DURLAUF, S.N., "Convergence in International Output", en *Journal of Applied Econometrics*, núm. 10, 1995, pp. 97-108.
- _____ ; DURLAUF, S.N., "Interpreting Tests of the Convergence Hypothesis", en *Documento de trabajo*, núm. 3117, NBER, mayo de 1991.
- CAMPBELL, John Y.; PERRON Pierre, "Pitfalls and Opportunities: What Macroeconomists Should Know about Unit Roots", en *NBER Macroeconomics Annual*, O.J. Blanchard; S. Fischer (ed.), The MIT Press, 1991, pp. 141-201.
- CECCHETTI, Stephen; MARK, Nelson; SONORA, Robert, "Price Level Convergence Among United States Cities: Lessons for the European Central Bank", en *Documento de trabajo*, núm. 7681, NBER, 2000.
- CHEUNG, Y. W.; LAI, K. S., "Parity Reversion in Real Exchange Rates during the Post-Bretton Woods Period", en *Journal of International Money and Finance*, núm. 17, 1998, pp. 597-614.
- DICKEY, D.A.; FULLER, W.A., "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root", en *Econometrica*, núm. 49, 1981, pp. 1057-1072.
- _____ ; FULLER, W.A., "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root", en *Journal of the American Statistical Association*, núm. 74, 1979, pp. 427-431.
- ELLIOTT, G.; ROTHENBERG, T.J.; STOCK, J.H., "Efficient Tests for an Autoregressive Unit", en *Econometrica*, núm. 64, 1996, pp. 813-836.
- FROOT, K. A.; ROGOFF, K., "Perspectives on PPP and Long-Run Real Exchange Rates", en *Handbook of International Economic*, G. Grossman; K. Rogoff (ed.), VOL. 3, Nueva York, North-Holland, 1995.

- GALVIS, Luis Armando, "Integración regional de los mercados laborales en Colombia, 1984-2000", en *Documentos de trabajo sobre economía regional*, núm. 27, Banco de la República, febrero de 2002.
- HOLMES, Mark J., "Inflation Convergence in the ERM: Evidence for Manufacturing and Services", en *International Economic Journal*, VOL. 12, núm. 3, 1998.
- JARAMILLO, Carlos; NUPIA, Oskar A.; ROMERO, Carmen A., "Integración en el mercado laboral colombiano: 1945-1998", en *Regiones, ciudades y crecimiento económico en Colombia*, Adolfo Meisel Roca (ed.), Banco de la República, 2001.
- KALMANOVITZ, Salomón, "El Banco de la República como institución independiente", en *Revista del Banco de la República*, VOL. LXXIV, núm. 889, noviembre de 2001.
- KNETTER, Michael; SLAUGHTER, Matthew, "Measuring Product Market Integration", en *Documento de trabajo*, núm. 6969, NBER, 1999.
- KRUGMAN, Paul; OBSTFELD, Maurice, *Economía internacional*, 4.ª edic., McGraw-Hill, 1999.
- KWIATKOWSKI D.; PHILLIPS, P.C.B.; SCHMIDT, P.; SHIN, Y., "Testing the Hypothesis of Stationary against the Alternative of a Unit Root", en *Journal of Econometrics*, núm. 54, 1992, pp. 159-178.
- MACKINNON, J., "Critical values for co-integration tests", en: *Long Run Economic Relationships*, Engle; Granger (ed.), Oxford University Press. 1991, pp. 267-276.
- MADDALA, G.S.; KIM, In-Moo, *Unit Roots, Cointegration, and Structural Change*, Cambridge University Press, 1998.
- MISAS, Martha; LÓPEZ, Enrique; QUERUBÍN, Pablo, "La inflación en Colombia: una aproximación desde las redes neuronales", en *Borradores de economía*, núm. 199, Banco de la República, febrero de 2002.
- MORALES, Amalia, "Inflation Convergence by Sectors in the EU: Structural Breaks and Common Factors", en *Documento de trabajo*, Universidad de Málaga, febrero de 2001.
- OLLOQUI, Irene; SOSVILLA-RIVERO, Simón, "Paridad del poder adquisitivo y provincias españolas, 1940-1992", en *Documento de trabajo*, núm. 2000-24, FEDEA, España, 2000.
- _____ ; SOSVILLA-RIVERO, Simón; ALONSO, Javier, "Convergencia en precios en las provincias españolas", en *Documento de trabajo*, núm. 1999-04, FEDEA, España, 1999.
- _____ ; SOSVILLA-RIVERO, Simón, "Convergencia en tasas de inflación en la Unión Europea", en *Documento de trabajo*, núm. 1999-12, FEDEA, España, 1999.
- PARSLEY, D.; WEI, S.J., "Convergence to the Law of One Price without Trade Barriers or Currency fluctuations", en *Quarterly Journal of Economics*, núm. 111, 1996.
- RAMÍREZ, María T., "The Impact of Transportation Infrastructure on the Colombian Economy", en *Borradores de economía*, núm. 124, Banco de la República, 1999.

MEMORANDUM

TO : [Illegible]

FROM : [Illegible]

SUBJECT : [Illegible]

[The remainder of the page contains several paragraphs of extremely faint, illegible text, likely representing the body of a memorandum.]

Los ciclos económicos regionales en Colombia, 1986 - 2000

IGOR ESTEBAN ZUCCARDI HUERTAS*

I Introducción

EL ESTUDIO DE LOS CICLOS ECONÓMICOS en Colombia ha sido un área de investigación que ha experimentado un auge durante los últimos años. La necesidad de determinar el tamaño y la periodicidad de los ciclos se fundamenta en la importancia de éstos en la explicación del comportamiento de la producción y del empleo, y en la evaluación de los efectos de las políticas públicas sobre el desempeño económico nacional.

Sin embargo, las investigaciones sobre el tema se han concentrado en el análisis de los cambios en las variables macroeconómicas agregadas, sin reconocer explícitamente que éstas muestran solamente el resultado de comportamientos individuales de los agentes, agrupados en sectores económicos o en regiones. En efecto, podrían producirse comportamientos diferenciados en los niveles de actividad económica entre sectores productivos o entre áreas geoeconómicas, de acuerdo con la composición de su respectiva producción y su sensibilidad a los choques económicos.

En el caso particular de las regiones, las diferencias en la estructura de su sistema productivo, el tamaño de sus mercados el grado de integración interregional pueden generar diferentes comportamientos en su ritmo de producción. De esta manera, la actividad económica de algunas regiones podría tener un alto grado de coordinación con la nacional, mientras que otras regiones pueden tener ciclos productivos menos relacionados con el del país, determinados principalmente por eventos particulares a cada una de estas

* El autor agradece a Adolfo Meisel Roca, Luis Armando Galvis y Juan David Barón por sus correcciones y comentarios.

regiones. Por otro lado, se pueden encontrar regiones cuya actividad económica sea más sensible a cambios en las condiciones económicas internacionales, mientras que otras pueden estar más afectadas por las políticas internas de oferta y demanda agregada.

El dimensionamiento del grado de interrelación entre la actividad productiva regional y la nacional es de gran importancia para los planificadores de política pública; con ello se pueden determinar las regiones que lideran el crecimiento económico del país y las que pueden estar presentando un retraso relativo en su expansión. También, mediante este ejercicio, se podría conocer los efectos diferenciados de las políticas macroeconómicas en las distintas regiones, lo que ayuda al diseño de programas públicos más eficientes y capaces de reducir las disparidades en el crecimiento económico. Sin embargo, a pesar de su importancia, en Colombia se ha avanzado poco en la identificación de las relaciones que surgen entre la actividad productiva nacional y la regional. En consecuencia, el objetivo de este documento es identificar dichas relaciones, con el fin de distinguir las regiones que presentan una alta coordinación con el ciclo nacional y aquéllas cuya coordinación con este ciclo es baja o nula.

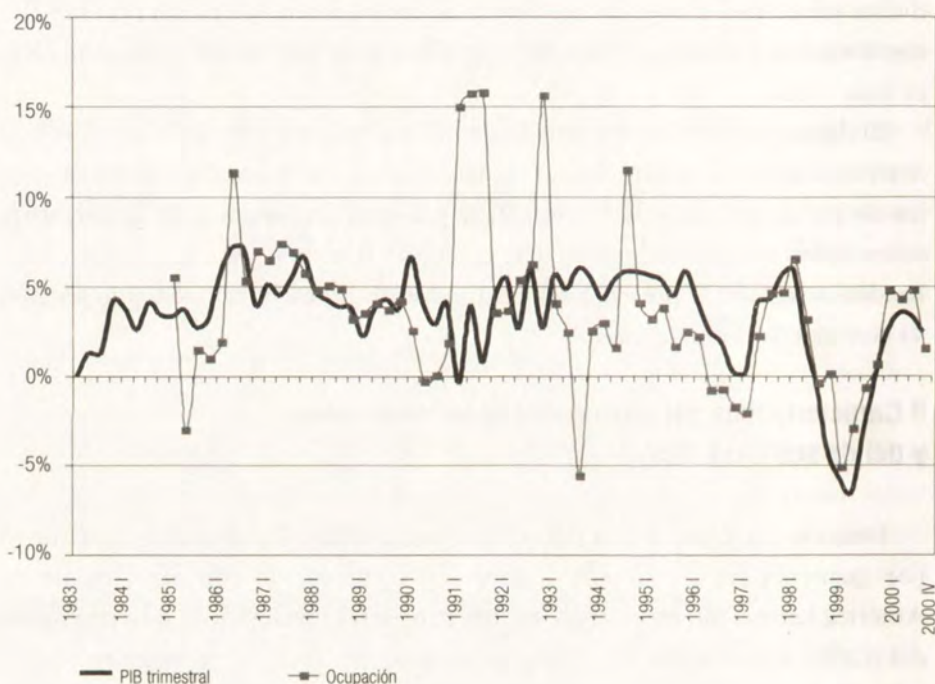
El documento está estructurado de la siguiente manera: en la sección II se describen algunas características de los ciclos económicos en Colombia y de los de sus ciudades; en la sección III se presenta una revisión de la literatura sobre ciclos económicos regionales; la sección IV expone el marco teórico utilizado; la sección V presenta los resultados de las estimaciones, y la sección VI contiene las conclusiones.

II Características del ciclo económico colombiano y del de sus ciudades

Durante las últimas dos décadas, la economía colombiana se caracterizó por mantener un crecimiento estable en comparación con otros países de América Latina. En estos años, el PIB trimestral creció a una tasa promedio del 3,2%, y se observaron cuatro momentos de crecimiento negativo: a comienzos de 1983, en 1991, en 1997 y en 1998-1999. Sin embargo, el ritmo de crecimiento no fue homogéneo a lo largo de este periodo: mientras que entre 1983 y 1990 la producción agregada aumentó a un ritmo del 3,8% anual, entre 1991 y 2001 ésta sólo se incrementó en un 2,8% anual, un punto porcentual por debajo del ritmo de crecimiento de la década anterior.

Como se observa en el gráfico 1, el lapso de tiempo transcurrido entre dos periodos de desaceleración económica ha sido de 6 a 7 años, con excepción del periodo 1997-2000. Durante el primer periodo de expansión, entre 1983 y 1990, la economía creció a una tasa promedio del 3,8%; entre 1991 y 1996 el crecimiento promedio fue del 4%, mientras que entre 1997 y 2000 fue del, 0,7% promedio anual. Por otro lado, los ciclos de la producción se reflejaron en la variación de la ocupación en las siete áreas metropolitanas: entre 1985 y 1990, el crecimiento promedio del nivel de empleo fue del 3,9%, mientras que para el periodo 1991 a 1996 fue del 4,7%; finalmente, entre 1997 y 2000, el nivel de ocupación creció solamente el 1,6%, promedio anual.

Gráfico 1. PIB trimestral frente a nivel de ocupación
(Variación anual)



FUENTE: DANE, Cuentas Nacionales, Encuesta Nacional de Hogares.

Sin embargo, un análisis más detallado del comportamiento del empleo en cada una de las siete áreas metropolitanas arroja comportamientos diferenciados entre ellas. Como se observa en el cuadro 1, entre 1985 y 1990, Bucaramanga, Cali y Pasto mostraron un mayor dinamismo en la generación de empleo frente al conjunto de las siete áreas metropolitanas, mientras que Manizales y Medellín fueron las ciudades en donde hubo una menor creación de nuevos puestos de trabajo. Por otro lado, entre 1991 y 1996, una mejor dinámica en la creación de empleo en Bucaramanga, Bogotá, Medellín y Pasto impulsó el crecimiento del número de ocupados en esas áreas urbanas, mientras que el comportamiento del empleo en Manizales y Cali fue débil comparado con el nacional. Finalmente, entre 1997 y 2000, debido al proceso de desaceleración económica que caracterizó dicho periodo, ciudades que habían sido líderes en la generación de empleo como Bucaramanga, Bogotá y Medellín perdieron ese liderazgo y se rezagaron, en términos relativos, frente a Cali, Barranquilla y Pasto.

Cuadro 1. Crecimiento del número de ocupados por áreas metropolitanas
(Tasa de crecimiento promedio anual)

	B/quilla	B/manga	Bogotá	Manizales	Medellín	Cali	Pasto	Siete áreas metropolitanas
1985-1990	3,84	6,78	3,91	2,99	3,66	4,26	4,26	3,92
1991-1996	4,21	7,80	4,87	3,23	4,85	3,36	6,94	4,74
1997-2000	3,01	0,48	0,91	1,63	1,06	4,22	2,63	1,62

FUENTE: DANE, Encuesta Nacional de Hogares.

El gráfico 2 ilustra los resultados del cuadro 1. Los puntos al interior del área sombreada representan las tasas de crecimiento del empleo regional que fueron inferiores a las tasas de crecimiento nacional, mientras que los puntos por fuera de esa área corresponden a las tasas de crecimiento regional que fueron inferiores a las nacionales. Así, durante 1985-1990, sólo Medellín y Manizales experimentaron un crecimiento del empleo inferior al nacional; Manizales y Cali tuvieron un bajo desempeño relativo en el periodo 1991-1996, y a Bucaramanga, Bogotá y Medellín les ocurrió lo mismo entre 1997 y 2000.

Por otro lado, los niveles de ocupados obtenidos en las distintas áreas metropolitanas entre 1986 y 2000, mostraron diferentes grados de coordinación entre sí. En efecto, como se observa en el cuadro 2, las correlaciones contemporáneas entre pares de ciudades son positivas en todos los casos, pero varían

Gráfico 2. Tasa de crecimiento relativa del empleo por áreas metropolitanas
(Crecimiento en área metropolitana/ crecimiento en siete ciudades)



Nota: Para la construcción del Gráfico 2, en cada periodo se dividió la tasa de crecimiento promedio anual del empleo, para cada área metropolitana, por la tasa de crecimiento promedio anual del empleo de las siete áreas metropolitanas. Así, los puntos al interior del área sombreada representan las tasas de crecimiento del empleo regional por debajo del crecimiento nacional, mientras que los puntos por fuera muestran las tasas de crecimiento regionales mayores al crecimiento nacional.

Fuente: DANE, Encuesta Nacional de Hogares y cálculos del autor.

entre el 0,87 (correlación entre Medellín y Bucaramanga) y el 0,34 (correlación entre Cali y Manizales).¹ Adicionalmente, los niveles de empleo de las ciudades muestran diferentes grados de coordinación con el agregado

¹ Se encontró que, entre veintiún correlaciones contemporáneas existentes, solamente ocho están por encima del 0,6, mientras que siete están entre el 0,6 y el 0,5, y seis, entre el 0,5 y el 0,3.

nacional urbano, destacándose la alta correlación del empleo de Bogotá (el 0,93) y la baja correlación de Manizales (el 0,65).

Cuadro 2: Coeficientes de correlación entre las tasas de crecimiento anual del empleo en las siete áreas metropolitanas

	B/quilla	B/manga	Bogotá	Manizales	Medellín	Cali	Pasto	Siete áreas metropolitanas
B/quilla	1,00							
B/manga	0,651	1,00						
Bogotá	0,635	0,588	1,00					
Manizales	0,575	0,572	0,533	1,00				
Medellín	0,702	0,873	0,630	0,695	1,00			
Cali	0,518	0,462	0,676	0,342	0,395	1,00		
Pasto	0,464	0,535	0,758	0,350	0,463	0,592	1,00	
Siete áreas	0,776	0,792	0,933	0,654	0,822	0,741	0,750	1,00

Fuente: DANE, Encuesta Nacional de Hogares y cálculos del autor.

Estos resultados muestran que no existe un ciclo económico nacional uniforme, ya que no hay una perfecta correspondencia entre los ciclos regionales. Por el contrario, es posible observar comportamientos diferenciados del crecimiento del empleo entre las regiones, y de éstas con el del empleo nacional. Este comportamiento diferenciado puede ser consecuencia tanto de la heterogeneidad en la estructura industrial de las regiones y de los diferentes grados de integración de sus mercados de insumos —capital y trabajo— como del tamaño e integración de los mercados de bienes hacia donde dirigen su producción.

De acuerdo con Sill,² si una economía está bien integrada, en el largo plazo, las tasas de crecimiento del empleo regional pueden converger eventualmente, en la fase de retornos decrecientes de los factores de producción, siempre y cuando las tasas de crecimiento de la productividad sean similares. Sin embargo, en el corto plazo, las dinámicas del empleo entre regiones pueden ser distintas si éstas presentan diferencias significativas en

² Keith Sill, "Regional Employment Dynamics", *Documento de trabajo*, núm. 97-28, Federal Reserve of Philadelphia, diciembre de 1997.

sus características económicas, en especial, en cuanto a su composición industrial. Cada industria puede responder de manera diferente a un mismo choque económico; pero si además la distribución del empleo entre industrias en cada región difiere de manera significativa, esto se reflejará en reacciones diversas del empleo regional y, por lo tanto, en diferencias en el ciclo entre regiones.

El cuadro 3 muestra la participación de los sectores económicos en la generación de empleo en cada una de las siete áreas metropolitanas. Se observa que los sectores que presentan la mayor participación en la generación del empleo nacional son aquellos que muestran una participación más variable entre las ciudades. Por ejemplo, el nivel de ocupación de la industria manufacturera, que en las áreas urbanas genera el 22,6% del empleo, en Pasto es del 16,2%, mientras que en Medellín es del 28%. El sector de servicios sociales y comunales, que da razón del 29% del empleo urbano, varía entre el 26,1%, en Medellín, y el 36%, en Pasto. El sector comercial, que explica el 25,5% del empleo total en las áreas urbanas, oscila entre el 24,1%, en Medellín, y el 30,6%, en Barranquilla. Los otros sectores muestran una variabilidad menor, y solamente representan el 23% del empleo en las siete áreas metropolitanas; se destacan, no obstante, la importancia relativa del sector agrícola en el empleo de Manizales (el 4% frente al promedio del 1,9%) y la del sector financiero en Bogotá (el 9,5% frente al promedio del 6,2%).

En consecuencia, al reconocer las diferencias en el comportamiento y la composición del empleo entre áreas metropolitanas se puede afirmar que las regiones reaccionarán de distintas maneras frente a los choques y a los ciclos nacionales. Sin embargo, ¿en qué medida son diferentes las reacciones de las regiones frente a los choques nacionales? O, en otras palabras, ¿cuál es el grado de relación entre las fluctuaciones nacionales y los movimientos del empleo en cada una de las áreas metropolitanas? Este documento pretende abordar dicha pregunta. Para ello se construyó una medida de “fuerza de cohesión”, *LINK*, que señala el grado de “comovimiento” entre el ciclo nacional y los regionales, y permite reconocer las ciudades que más se afectan con las fluctuaciones nacionales así como las ciudades que más dependen de los choques de su propia región.

La importancia de reconocer el grado de comovimiento entre el ciclo nacional y los ciclos regionales estriba en que les permite a los planificadores de políticas públicas diseñar programas más eficientes para solucionar las disparidades en el desarrollo económico de las regiones, toda vez que les brinda

Cuadro 3: Participación de los sectores en la generación del empleo regional
(No. de ocupados por sector económico/ Total ocupados en la región, %)

	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

FUENTE: DANE, Encuesta Nacional de Hogares y cálculos del autor.

información fundamental, como las posibles consecuencias de las reacciones diferenciales de las regiones en los ajustes de los mercados de factores, en la producción y en la redistribución regional del ingreso.

III Revisión de la literatura relacionada

La literatura sobre los ciclos regionales puede dividirse en dos corrientes: la primera corriente busca estimar la presencia de una interrelación entre la dinámica nacional y los ciclos económicos regionales, y la segunda, estima de una manera directa los ciclos económicos regionales teniendo en cuenta las características comunes de tendencia y ciclo entre regiones.

Usando el primero de los enfoques mencionados, Sherwood-Call³ analizó la dinámica de los ciclos económicos regionales y su interrelación con los ciclos económicos nacionales en Estados Unidos. Para ello construyó 51 sistemas VAR de dos variables (uno para cada estado) en los que relacionó el ingreso personal nacional disponible con el ingreso personal regional disponible, suponiendo que no había un efecto de causalidad de la variable regional sobre la nacional en ningún momento del tiempo; posteriormente construyó una

³ Caroline Sherwood-Call, "Exploring the Relationships between National and Regional Economic Fluctuations", en *Economic Review*, verano de 1988.

“medida de cohesión”, que mide la participación de los choques relacionados con el ciclo nacional en la descomposición de varianza de largo plazo del ciclo regional. Finalmente intentó explicar las diferencias en la “medida de cohesión” entre estados de acuerdo con el ingreso regional disponible, la diversificación industrial regional y la participación en la generación de empleo para el total de la región de los sectores agrícola, petróleo, manufacturas y bienes durables. Sherwood-Call encontró que las economías regionales más grandes y con mayor relación con el ciclo nacional presentan mayor dinamismo en su estructura económica y que dependen menos de la agricultura y del petróleo pero más del sector manufacturero; finalmente encontró que las economías regionales más grandes tienden a estar más relacionadas con la economía nacional.

McCarthy y Steindel⁴, estudiaron la coincidencia de los ciclos nacional y de la ciudad de Nueva York, con el fin de analizar la contribución de los choques nacionales y regionales en la explicación de la recesión regional observada entre 1989 y 1991. Para ello, usaron tres variables: el número de ocupados, el ingreso personal disponible per cápita y el nivel de salarios. Para su análisis construyeron un VAR de dos variables, en el que incluyeron la variable nacional y la variable regional, bajo el supuesto de que sólo los choques nacionales pueden afectar contemporáneamente la variable regional, pero no así a la inversa. En el caso del empleo, encontraron que los choques propios de la región explican el 60% de la varianza en el pronóstico del crecimiento del empleo regional, y que éstos jugaron el papel principal durante el comienzo de la recesión, mientras que los choques nacionales tienen que ver con la prolongación del efecto inicial. Finalmente encontraron que la economía de la ciudad de Nueva York estaba más relacionada con la economía nacional en la década de 1990 que en la de 1960.

Por otro lado, en el segundo tipo de enfoque, Carlino y Sill⁵ adelantaron un análisis con el objeto de determinar aquellas regiones de Estados Unidos sujetas o no a ciclos similares; para ello utilizaron la delimitación regional

⁴ James McCarthy; Charles Steindel, “National and Regional Factors in the New York Metropolitan Economy”, en *Frbny Economic Policy Review*, febrero de 1997.

⁵ Gerald Carlino; Keith Sill, “Regional Economies: Separating Trends from Cycles”, en *Business Review*, Federal Reserve Bank of Philadelphia, mayo-junio de 1997.

realizada por la NBER,⁶ y el ingreso personal disponible per cápita como variable de actividad económica. Encontraron que las regiones están cointegradas, por lo cual, en el largo plazo, las trayectorias de los ingresos regionales per cápita, tienden a estar muy cercanos, aunque en el corto plazo, dichas trayectorias divergen. Tras un análisis interregional, se encontró una alta correlación entre cuatro de las siete regiones identificadas, menor correlación de dos de ellas, y una correlación contraria de una región (comportamiento de espejo). En el caso de esta última región, ese comportamiento se explica por los precios del petróleo, pues la región del Southwest (Texas, Arizona, Nuevo México y Oklahoma) es productora neta de petróleo, en tanto que el resto de Estados Unidos es consumidor neto del mismo; por ello, los cambios en el precio del petróleo tienen efectos contrarios en las demás regiones.

Sill⁷ investigó los comovimientos de la actividad económica entre regiones, mediante el análisis de las dinámicas del empleo regional en Estados Unidos. Si bien no encontró evidencia de cointegración entre los niveles de ocupados entre pares de regiones, sí lo hizo al estimarlos conjuntamente, tras lo cual encontró además evidencia, únicamente en una combinación lineal entre dos regiones, de un sistema complejo de tendencias estocásticas comunes, que no pueden ser canceladas. También encontró que todas las regiones comparten un factor común, pero que no las afecta al mismo tiempo: a pesar de que las regiones se comportan de la misma manera después de un choque, esta reacción se produce a los tres meses de ocurrido el choque. Finalmente demostró que en las regiones que lideran el ciclo económico en Estados Unidos, los sectores de manufacturas, servicios y gobierno tienen una mayor participación en el empleo regional.

Carlino y Sill⁸ utilizaron series de ingreso personal disponible per cápita para las regiones económicas definidas por la NBER, en la estimación de los

⁶ La NBER (National Bureau of Economic Research) es una organización privada dedicada a promover el estudio del funcionamiento de la economía de Estados Unidos. Esta organización registra el comportamiento de las principales variables macroeconómicas y determina los ciclos económicos en Estados Unidos. Para conocer más detalles se puede revisar la página web: www.nber.org.

⁷ Sill, *op. cit.*

⁸ Gerald Carlino; Keith Sill, "The Cyclical Behavior of Regional per capita Incomes in the Postwar Period", *Documento de trabajo*, Federal Reserve Bank of Philadelphia, junio de 1998.

ciclos y las tendencias coincidentes y divergentes de las regiones. Encontraron evidencia para aceptar la presencia de dos vectores de cointegración entre las siete regiones económicas de Estados Unidos. Además, separaron la tendencia y el ciclo de las series regionales y encontraron que el ciclo de cuatro regiones está altamente correlacionado; el de dos regiones tenía una baja correlación con el ciclo nacional, y el ciclo de una de las regiones divergía del nacional. Posteriormente, mediante la descomposición de varianza de un VAR de dos variables (con los componentes de tendencia y ciclo) encontraron que el elemento de tendencia (común en todas las series y que explica el comportamiento nacional) da razón del 92%, en promedio, de la variabilidad del ingreso de cada región. Finalmente, para explicar los comportamientos diferenciales de las regiones, incluyeron, como variables explicativas, los precios del petróleo, el índice Boschen-Mills⁹ de política monetaria, la proporción del ingreso regional explicado por la industria manufacturera y el gasto militar como proporción del ingreso regional. Hallaron un componente de suavización del ciclo en la política monetaria, que la mezcla industrial no es importante, y que el gasto militar sólo es importante para algunas regiones.

También, Carlino y Sill¹⁰ realizaron un estudio acerca de las dinámicas de tendencia y ciclo en el ingreso per cápita de las regiones de Estados Unidos, entre 1956 y 1995. Encontraron que los ingresos reales per cápita de las regiones están cointegrados y que, controlando por volatilidad del ciclo, las regiones, excepto la del Far West (California, Nevada, Oregon y Washington), presentan movimientos comunes. Así mismo encontraron que las diferencias en la estructura industrial explican muy poco las diferencias del ciclo en las regiones, pero sí explican las diferencias en el crecimiento de la tendencia de las regiones frente a la nación.

El presente documento sigue los lineamientos del primer enfoque que hemos mencionado. Se orienta hacia el análisis de las interrelaciones entre el ciclo económico nacional y los ciclos de las siete áreas metropolitanas, vistos a través del comportamiento del empleo. En consecuencia, se cuantificaron

⁹ John BOSCHEN; Leonard MILLS, "The Relation Between Narrative and Money Markets Indicators of Monetary Policy", en *Economic Inquiry*, núm. 33, 1995.

¹⁰ Gerald Carlino; Keith Sill, Keith, "Regional Income Fluctuations: Common Trends and Common Cycles", *Documento de trabajo*, núm. 00-8, Federal Reserve Bank of Philadelphia, agosto de 2000.

los efectos de los choques nacionales en las áreas urbanas utilizando la medida de “fuerza de cohesión”, *LINK*, empleada por Sherwood-Call.¹¹ Esto permitió distinguir entre las ciudades que están más cercanas al ciclo nacional y las áreas metropolitanas que dependen más de los choques que afectan a sus propias regiones. Sin embargo, se realizó un análisis de tendencia de largo plazo del empleo entre las ciudades con el fin de conocer las áreas urbanas que presentan un comportamiento de largo plazo estable y aquellas cuyo comportamiento diverge del nacional.

IV Metodología

Con el fin de analizar las interrelaciones entre el ciclo nacional y los regionales, fue necesario construir entre ellas una medida de “fuerza de cohesión”. Dicha medida, denominada por Sherwood-Call¹² como “*LINK*”, intenta capturar el grado de “comovimiento” entre la economía nacional y las regionales; en particular, entre el empleo nacional y el de la ciudad en cuestión. Esta variable mide el alcance de la economía nacional para “predecir” el ritmo de actividad económica regional. Se usa para identificar las áreas metropolitanas fuertemente relacionadas con el ciclo nacional y las ciudades débilmente relacionadas con este ciclo. La medida de “fuerza de cohesión”, *LINK*, se calcula con base en la descomposición de varianza de un sistema de vectores autorregresivos (VAR).

En particular, se considera el siguiente sistema de ecuaciones:

$$\Delta E_{Nal-j,t} = \alpha_1 + \sum_{i=1}^p \beta_{i1} \Delta E_{Nal-j,t-i} + \sum_{i=1}^q \eta_{i1} \Delta E_{j,t-i} + e_{Nal-j,t} \quad (1a)$$

$$\Delta E_{j,t} = \alpha_2 + \beta_{02} \Delta E_{Nal-j,t} + \sum_{i=1}^p \beta_{i2} \Delta E_{Nal-j,t-i} + \sum_{i=1}^q \eta_{i2} \Delta E_{j,t-i} + e_{j,t} \quad (1b)$$

con

$$e_{Nal-j,t} \rightarrow N(0, \sigma_{enal})$$

$$e_{j,t} \rightarrow N(0, \sigma_{ej})$$

¹¹ Sherwood-Call, *op.cit.*

¹² *Ibíd.*

donde $\Delta ENal-j,t-i$ es la tasa de crecimiento del nivel de ocupados de la nación sin incluir el nivel de empleo de la ciudad j , en el momento $t-i$; $\Delta E_{j,t-i}$ es la tasa de crecimiento del nivel de ocupados de la ciudad j , en el momento $t-i$; $e_{Nal-j,t}$ es un error estocástico que afecta a toda la nación, y $e_{j,t}$ es un error estocástico cuyos efectos contemporáneos se dan sólo en la región j .

De acuerdo con la ecuación (1a), el comportamiento del empleo nacional (exceptuando la ciudad j) en el periodo t depende de su propio crecimiento hasta $t-p$ periodos en el pasado; del crecimiento del empleo en la ciudad j , $t-q$ periodos atrás, y de choques estocásticos nacionales que afectan el mercado de trabajo, en el periodo t . Por otro lado, la ecuación (1b) supone que el comportamiento del empleo en la ciudad j en el momento t , está explicado por el crecimiento del empleo nacional desde el periodo t hasta $t-p$, por su comportamiento pasado hasta $t-q$ periodos atrás y por los choques que afectan a la región en el periodo t . Como se observa, el crecimiento del empleo en la ciudad j depende del empleo nacional de forma contemporánea mientras que el fenómeno contrario no ocurre; esto se debe a que los choques que afectan simultáneamente el empleo en todas las ciudades pueden afectar, en el mismo momento, a la ciudad j . En cambio, los choques que afectan la economía de la ciudad j no tienen efectos contemporáneos sobre el resto de la nación, aunque, más tarde, sus efectos pueden esparcirse, con algún rezago, a las demás ciudades.

Al remplazar la ecuación (1a) en (1b) se obtiene:

$$\Delta E_{j,t} = (\alpha_2 + \beta_{02}\alpha_1) + \sum_{i=1}^p (\beta_{i2} + \beta_{02}\beta_{i1}) \Delta E_{Nal-j,t-i} + \sum_{i=1}^q (\eta_{i2} + \beta_{02}\eta_{i1}) \Delta E_{j,t-i} + \beta_{02}e_{Nal-j,t} + e_{j,t} \quad (2)$$

Así, el comportamiento en el periodo t del empleo en la ciudad j se explica por el crecimiento pasado del empleo en la nación; por el desempeño de la misma variable en el pasado, y por los errores nacional y regional en el momento t . En la ecuación (2) se hace explícito el efecto contemporáneo de los choques nacionales sobre el crecimiento del empleo en la región, que está determinado por el coeficiente de relación entre la ciudad j y el resto de ciudades (β_{02}). Finalmente, el sistema (1a) y (1b) puede ser escrito como:

$$\Delta E_{Nal-j,t} = \alpha_1 + \sum_{i=1}^p \beta_{i1} \Delta E_{Nal-j,t-i} + \sum_{i=1}^q \eta_{i1} \Delta E_{j,t-i} + e_{Nal-j,t} \quad (2a)$$

$$\Delta E_{j,t} = (\alpha_2 + \beta_{02}\alpha_1) + \sum_{i=1}^p (\beta_{i2} + \beta_{02}\beta_{i1}) \Delta E_{Nal-j,t-i} + \sum_{i=1}^q (\eta_{i2} + \beta_{02}\eta_{i1}) \Delta E_{j,t-i} + \beta_{02}e_{Nal-j,t} + e_{j,t} \quad (2b)$$

En síntesis, el crecimiento del empleo nacional y de la ciudad j se explica por su propia historia y por los choques estocásticos con efecto sobre toda la nación y con efecto solamente regional. Debido a que las ecuaciones (2a) y (2b) comparten las mismas variables explicativas, y con el fin de estimar el sistema simultáneamente, estas ecuaciones se pueden reescribir en términos matriciales como:

$$X_t = V + \Theta_1 X_{t-1} + \Theta_2 X_{t-2} + \dots + \Theta_p X_{t-p} + e_t \rightarrow X_t = V + \Theta(L)e_t \quad (3)$$

donde

$$X_{t-1} = \begin{bmatrix} \Delta E_{Nal-j,t-1} \\ \Delta E_{j,t-1} \end{bmatrix} \quad V = \begin{bmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 + \beta_{02}\alpha_1 \end{bmatrix} \quad \Theta_i = \begin{bmatrix} \beta_{i1} & \eta_{i1} \\ \beta_{i2} + \beta_{02}\beta_{i1} & \eta_{i2} + \beta_{02}\eta_{i2} \end{bmatrix} \quad e_t = \begin{bmatrix} e_{1,t} \\ e_{2,t} \end{bmatrix}$$

para $i=0, 1, \dots, p$ con $p > q$, L el operador de rezago,

$$e_{1,t} = e_{Nal-j,t} \quad e_{2,t} = e_{Nal-j,t} + e_{j,t} \quad y \quad e_t \rightarrow N(0, \Sigma_e)$$

En consecuencia, mediante un modelo VAR(p)¹³ de dos variables es posible estimar las relaciones entre el ciclo nacional y los ciclos de las áreas metropolitanas.

Dado que el modelo VAR es un proceso estocástico estacionario, se puede garantizar la existencia de una representación VMA por el teorema de Wold:

¹³ Un VAR es un sistema de ecuaciones en el cual cada variable incluida es explicada por su propia historia y por la historia de las otras variables del sistema. Es un modelo ateorico que permite explorar las relaciones económicas entre variables con pocos supuestos acerca de la estructura subyacente de dichas relaciones. En este caso particular no existe una relación subyacente, determinada por la teoría económica, entre el ciclo nacional y los ciclos regionales.

$$X_t = \mu + e_t + M_1 e_{t-1} + M_2 e_{t-2} + \dots \rightarrow X_t = \mu + M(L)e_t \quad (4)$$

donde

$$\mu = E(X_t) = (I - \Theta_1 - \Theta_2 - \dots - \Theta_p)^{-1} V \quad \text{y} \quad M_i = \sum_{j=1}^{\min(p,i)} \Theta_j M_{i-j} \quad \text{para } i = 1, 2, \dots$$

Así, la tasa de crecimiento del empleo nacional y regional está en función de los choques económicos contemporáneos y rezagados. La matriz M_i contiene el efecto de un choque estocástico $t-i$ periodos atrás sobre las variables en t . Por ejemplo, el elemento $m_{12,i}$ representa el efecto de un choque nacional en el momento $t-i$ sobre la tasa de crecimiento del empleo en la ciudad j en el periodo t .

Para calcular la importancia de los choques nacionales en la determinación del comportamiento del empleo en la ciudad j , y de esta manera evaluar el grado de "comovimiento" entre el ciclo nacional y el ciclo de la ciudad j , se estimó la descomposición de varianza del error de proyección del empleo en la ciudad j . Esta técnica permite encontrar la contribución de cada uno de los choques en la matriz de varianza-covarianza del error de pronóstico del sistema. Para esto, se construyó la matriz de error cuadrático medio (MSE) del periodo $t+h$:

$$\Sigma(h) = \Sigma_e + M_1 \Sigma_e M_1' + \dots + M_{h-1} \Sigma_e M_{h-1}' \quad (5)$$

Sin embargo, debido a que $e_{1,t}$ y $e_{2,t}$ están correlacionados contemporáneamente, es necesario hacer una transformación de la ecuación (5) con el fin de aislar los efectos de los choques nacionales y regionales. De esta manera, se tiene:

$$\begin{aligned} \Sigma(h) &= P^{-1} P \Sigma_e P' (P^{-1})' + M_1 P^{-1} P \Sigma_e P' (P^{-1})' M_1' + \dots + M_{h-1} P^{-1} P \Sigma_e P' (P^{-1})' M_{h-1}' \\ \Sigma(h) &= \Psi_0 \Psi_0' + \Psi_1 \Psi_1' + \dots + \Psi_{h-1} \Psi_{h-1}' \end{aligned} \quad (6)$$

con $P \Sigma_e P' = I$ donde P es la matriz de Choleski de Σ_e .

El elemento $\Sigma(h)_{22}$ de la matriz MSE representa la varianza del error de pronóstico de los choques de origen regional. Ésta se representa como:

$$\Sigma(h)_{22} = \Psi_{21,0}^2 + \Psi_{21,1}^2 + \Psi_{21,2}^2 + \dots + \Psi_{21,h-1}^2 + \Psi_{22,0}^2 + \Psi_{22,1}^2 + \Psi_{22,2}^2 \dots + \Psi_{22,h-1}^2$$

donde $\Psi_{2i,n}$ es el elemento $2i$ de la matriz Ψ_n . El efecto de los choques nacionales en la explicación de la varianza regional está determinado por los elementos i igual a uno, mientras que los elementos de i igual a dos representan el efecto de los choques regionales. Finalmente, el indicador *LINK*, que calcula el grado de “comovimiento” entre el ciclo nacional y regional así como la interrelación entre el ciclo nacional y el ciclo de la ciudad j , está dado por:

$$LINK(h) = \frac{\Psi_{21,0}^2 + \Psi_{21,1}^2 + \Psi_{21,2}^2 + \dots + \Psi_{21,h-1}^2}{\Sigma(h)_{22}} \quad (7)$$

que a su vez mide la contribución de los choques nacionales en la explicación de la varianza del error de pronóstico de los errores regionales. Así, si $LINK(h)$ es igual a uno, los choques nacionales determinan la trayectoria del empleo regional, y la economía nacional tiene un gran alcance para “predecir” la actividad económica regional, mientras que los choques regionales no tienen este alcance. Por el contrario, si $LINK(h)$ es igual a cero, los choques idiosincráticos de la ciudad j son los únicos determinantes de la trayectoria de crecimiento del empleo de dicha ciudad. En consecuencia, esta medida de “fuerza de cohesión” *LINK* da luces sobre el grado de interrelación entre las fluctuaciones nacionales y los movimientos del empleo en cada una de las áreas metropolitanas.

V Estimación y resultados

a. Base de datos

Para la construcción de la medida de “fuerza de cohesión” *LINK*, fue necesario construir un modelo VAR de dos variables para cada área metropolitana: Barranquilla, Bucaramanga, Bogotá, Manizales, Medellín, Cali y Pasto. En cada uno de ellos, siete en total, se incluyeron tanto la tasa de crecimiento

trimestral del total de ocupados de las áreas metropolitanas, sin incluir la ciudad j , como la tasa de crecimiento trimestral del empleo en la ciudad j . Así, por ejemplo, para construir la medida *LINK* para Bogotá, se estimó un VAR que relacionaba el crecimiento del empleo en las áreas metropolitanas sin incluir a Bogotá y el crecimiento del nivel de ocupados de Bogotá.

La fuente de información del nivel de ocupados por áreas metropolitanas fue la Encuesta Nacional de Hogares, realizada por el DANE. La muestra abarcó el periodo comprendido entre el primer trimestre de 1986 y el cuarto trimestre de 2000 (muestra de sesenta datos).

b. Pruebas de raíz unitaria

Dado que para la estimación de los modelos VAR es necesario que las variables que se van a relacionar sean estacionarias, se aplicaron las pruebas de Dickey-Fuller aumentada y de KPSS, para las series en logaritmos y en primeras diferencias. Estas pruebas permiten determinar si los choques estocásticos tienen un efecto permanente en la trayectoria temporal de la variable o si por el contrario, su efecto se diluye en el tiempo, y la variable recobra su trayectoria original. Por lo tanto, si un choque estocástico afecta de manera permanente su comportamiento se dice que la variable presenta raíz unitaria, mientras que si el choque genera un cambio únicamente temporal en la dinámica de la variable, ésta es estacionaria.

El anexo 1 contiene los resultados de estas pruebas. Se encontró, en niveles, las series presentan raíz unitaria, pero que, en diferencias, son estacionarias. En consecuencia, las series de ocupados de las áreas metropolitanas integradas de orden uno, $I(1)$.

c. Pruebas de cointegración

Después de realizar las pruebas de raíz unitaria se procedió a practicar un análisis de cointegración, que permite determinar si estas variables presentan alguna relación de equilibrio estable de largo plazo.

Cuando dos o más variables no estacionarias están unidas en una relación de equilibrio estable de largo plazo, éstas tenderán a moverse juntas en el tiempo. Sin embargo, en el corto plazo, podrían responder de distintas maneras a un mismo choque, para luego, con el tiempo, diluirse estas reacciones diferentes y el sistema, por sí mismo, tender a regresar al equilibrio.

Cuando las variables presentan la dinámica descrita se dice que están cointegradas.

Para el análisis de cointegración se consideraron tres tipos de modelos: i) el modelo 2 o "cimean", en el cual se incluyó una constante en el vector de cointegración si que hubiera tendencia lineal en las variables en niveles ni dentro del vector de cointegración, ii) el modelo 3 o "drift", en el cual se incluyó 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 especificó la presencia de una tendencia lineal en el vector de cointegración, mientras que no se consideró la presencia de dicha tendencia en las variables en diferencias. En el anexo 2 se especifican la metodología de estimación y los resultados de las pruebas.

Primero, con el fin de analizar la existencia de una o varias relaciones de equilibrio entre los niveles de ocupados en todas las ciudades, asociada con un comportamiento estable, de largo plazo, del empleo nacional, se estimó un modelo VEC multivariado para el logaritmo natural del nivel de ocupados de las siete áreas metropolitanas. A través de la prueba de la traza, se halló evidencia de la posible presencia de dos vectores de cointegración. Sin embargo, en la estimación de un modelo "cimean" con un rezago se encontró autocorrelación de los errores y exclusión de Bogotá y Cali de los vectores de cointegración¹⁴. En consecuencia, las siete áreas metropolitanas, en su conjunto, no comparten ninguna tendencia estocástica común, lo que significa que, en el largo plazo, los niveles de empleo en todas las ciudades no convergen en una relación de equilibrio.

No obstante la ausencia de una relación de equilibrio con todas las áreas metropolitanas, es posible que algunos grupos de ciudades presenten relaciones de equilibrio de largo plazo. Se realizaron entonces pruebas de cointegración para veintidós parejas de ciudades, con el fin de hallar aquellas combinaciones que presenten una relación estable de largo plazo. Se encontró que las parejas Bogotá-Medellín, Bogotá-Bucaramanga, Bogotá-Manizales, Medellín-Bucaramanga y Medellín-Manizales presentan, cada una, un vector

¹⁴ Con el fin de probar la consistencia del resultado, se estimaron los modelos "cidrift" y "drift" con un rezago. A través de la prueba de exclusión se halló evidencia para rechazar la existencia de intercepto en los vectores de cointegración. Finalmente, de nuevo se encontró un problema de autocorrelación de los errores y de exclusión de Bogotá y Cali en los vectores de cointegración.

de cointegración, mientras que las ciudades de Barranquilla, Cali y Pasto no están cointegradas¹⁵.

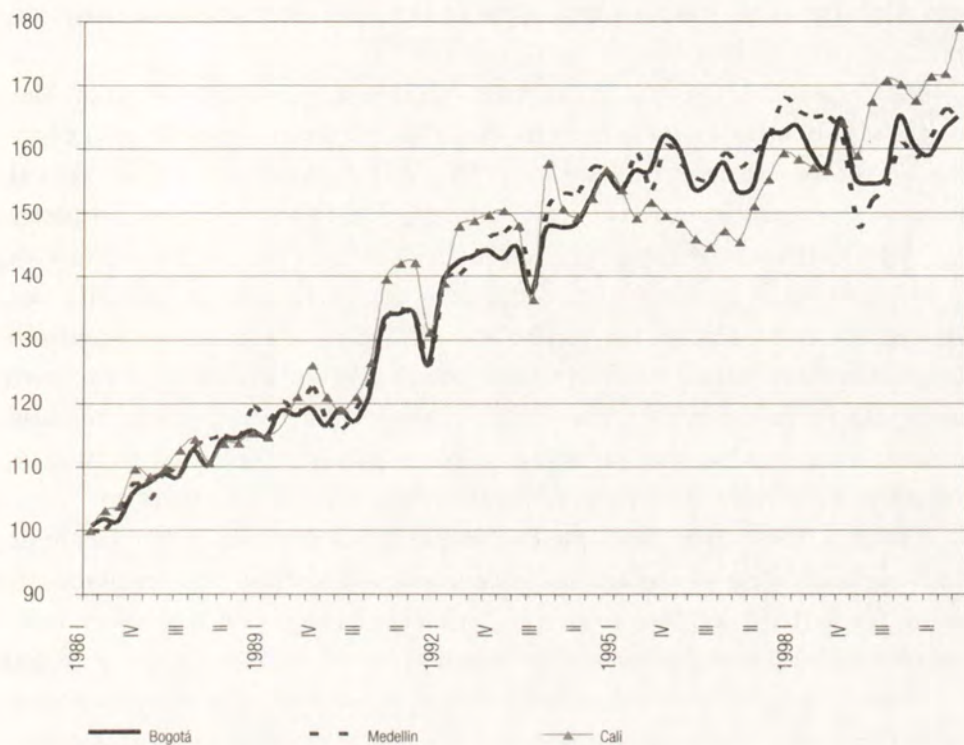
Para corroborar los resultados obtenidos se realizó un análisis de cointegración en grupos de tres y cuatro ciudades, usando las áreas metropolitanas que, de acuerdo con el análisis anterior, están cointegradas. En efecto, se estimaron modelos VEC para las combinaciones Bogotá-Medellín-Manizales, Bogotá-Medellín-Bucaramanga, Bogotá-Bucaramanga-Manizales, Medellín-Bucaramanga-Manizales y Bogotá-Medellín-Manizales-Bucaramanga. Se encontró evidencia suficiente para aceptar la existencia de una relación de largo plazo en las combinaciones de tres ciudades que no incluían al mismo tiempo a Manizales ni a Bucaramanga. También se halló evidencia sobre la presencia de tres vectores de cointegración en la combinación de cuatro ciudades. En consecuencia, los resultados indican que en las ciudades que conforman el trapecio Bogotá, Bucaramanga, Medellín y Manizales el empleo guarda una relación de largo plazo, mientras que en las ciudades de Cali, Barranquilla y Pasto no se presenta dicha relación.

Si bien que la producción del área metropolitana de Cali (Cali-Yumbo) representa el 13,5% del PIB nacional y el tercer mercado laboral del país, los resultados de la prueba de cointegración mostraron que este centro urbano no tiene una relación de largo plazo con las principales áreas metropolitanas (Bogotá y Medellín). El gráfico 3 muestra los niveles de ocupados para las ciudades de Bogotá, Medellín y Cali. Para hacer los niveles de empleo fueran comparables, se normalizaron las series por su observación inicial (primer trimestre de 1986). Así, se observa que Bogotá, Medellín y Cali mantuvieron una relación estable desde 1986 hasta 1993. Durante ese periodo, estas ciudades crecieron relativamente a la misma tasa (5,1%, 5,8% y 5%, respectivamente). Sin embargo, la dinámica del empleo en Cali cambió desde 1994 y comenzó a crecer a tasas menores frente a Bogotá y Medellín. Entre 1994 y 1996, la tasa de crecimiento promedio de Cali fue del -0,3%, mientras que las de Bogotá y Medellín fueron del 3,1% y del 2,5%, respectivamente. Más

15 Se encontró evidencia para aceptar la existencia de cointegración entre Barranquilla-Manizales, Barranquilla-Cali, Bogotá-Pasto y Barranquilla-Pasto. Sin embargo, para las tres primeras combinaciones, la prueba de exogeneidad débil mostró que sus dos ciudades podían ser consideradas exógenas débiles en el sistema, por lo cual el modelo de corto plazo no se ajusta al equilibrio de largo plazo. Este resultado es contraintuitivo, por lo cual se rechazó la existencia de cointegración en estos pares de ciudades.

adelante, entre 1997 y 2000, el ritmo de crecimiento del empleo en Cali se aceleró (el 4,2%) frente al de Bogotá y el de Medellín (el 0,9% y el 1,1%).

Gráfico 3. Nivel de ocupados de Bogotá, Medellín y Cali
(Marzo de 1986=100)



FUENTE: DANE, Encuesta Nacional de Hogares, y cálculos del autor.

De acuerdo con Guzmán *et al.*¹⁶, este comportamiento del empleo en Cali es el resultado de una combinación de choques nacionales y regionales que afectaron el sistema productivo de esta región. El proceso de desaceleración económica de 1996 se había dado con anterioridad en Cali debido a la reducción en la inversión privada que produjeron desde 1994 la persecución a

¹⁶ Álvaro Guzmán; Jaime Escobar; Jorge Hernández; Carlos Ortiz, "Coyuntura socio-económica regional", en *Anuario de investigaciones 2001*, Cidse, Universidad del Valle, octubre de 2001.

los capos del narcotráfico y la destrucción parcial de sus conexiones políticas y económicas. 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 y 1999, la crisis del sistema UPAC y los problemas financieros de los gobiernos departamental y local contrajeron la demanda agregada y la inversión pública, estancando así la generación de empleo.

Para probar la presencia de una relación de largo plazo entre Bogotá, Medellín y Cali antes de los acontecimientos mencionados, se realizaron pruebas de cointegración entre las parejas Bogotá-Cali y Medellín-Cali, para el periodo transcurrido entre el primer trimestre de 1986 y el cuarto trimestre de 1993. Adicionalmente se hicieron pruebas para las parejas Manizales-Cali y Bucaramanga-Cali. Se encontró que la única pareja que no presenta una relación de cointegración fue la de Bucaramanga-Cali. Finalmente se estimó la combinación Bogotá-Medellín-Cali para el mismo periodo, y se encontró evidencia de cointegración entre estas ciudades. En consecuencia, se halló evidencia de una relación de largo plazo para el empleo entre Bogotá, Medellín y Cali; sin embargo, dicha relación se disolvió en 1994.

Por otro lado, se encontró que Barranquilla está excluida de la relación de cointegración Bogotá-Bucaramanga-Manizales-Medellín. Un resultado similar fue hallado por Jaramillo *et al.*¹⁷, quienes hicieron un análisis de integración del mercado laboral colombiano para el periodo 1945 y 1998. Utilizando la información de salarios urbanos y jornales rurales, encontraron que el mercado laboral colombiano se encuentra segmentado entre las ciudades del interior (Bogotá, Medellín y Cali) y Barranquilla. Esta última ciudad sólo se encuentra integrada, a nivel urbano y rural, con los departamentos de la Costa Caribe. La desintegración de Barranquilla con el interior tal vez podría ser explicada por el proceso de desarrollo particular de la región Caribe: las diferencias en infraestructura, el desplazamiento de Barranquilla como centro nacional obligado para el tránsito de mercancías y el menor ritmo de crecimiento económico de esta región desde 1955. Sin embargo, éste es un tema que requiere de investigaciones más exhaustivas.

¹⁷ Carlos Felipe Jaramillo; Carmen Astrid Romero; Oskar Nupia, "Integración en el mercado Laboral Colombiano: 1945-1998", en *Borradores de Economía*, núm. 148, Banco de la República, mayo de 2000.

Finalmente se encontró que Pasto también se encuentra por fuera de la relación de cointegración Bogotá-Bucaramanga-Manizales-Medellín. De acuerdo con Montenegro¹⁸, la actividad económica pastusa estaba influenciada por los movimientos de la tasa de cambio real peso-sucre, que afectaban los flujos comerciales de los dos países. Montenegro muestra que este comportamiento se observa especialmente en el comercio al por menor, mientras que las ventas al por mayor son explicadas por factores de carácter doméstico. Sin embargo, este tema requiere de análisis más profundos, por lo cual se sugiere como tema para futuras investigaciones.

En conclusión se encontró evidencia de que los niveles de actividad económica de Bogotá, Medellín, Bucaramanga, Manizales y Cali mantienen una dinámica de largo plazo común, en tanto que Barranquilla y Pasto no participan en dicha dinámica. Este resultado concuerda con el hallado por Galvis¹⁹, quien muestra que el “Trapecio Andino” (Bogotá, Medellín, Cali y Bucaramanga) concentra el 53% de la población nacional, participa con el 83% de los depósitos bancarios per cápita y genera el 83% de los impuestos locales del país. Además, usando las variables de depósitos bancarios e impuestos locales muestra que los municipios al interior del “Trapecio Andino” presentan la más alta y positiva dependencia espacial del país, o, en otras palabras, que tienen una interacción significativa en sus niveles de actividad económica.

d. Estimación de la medida de “fuerza de cohesión”, LINK

Para el cálculo de la medida de “fuerza de cohesión” LINK, se estimó un sistema VAR de dos variables, uno para cada área metropolitana. En cada sistema VAR, siete en total, se incluyeron la primera diferencia del logaritmo natural de la serie de empleo para las siete áreas metropolitanas, sin tener en cuenta el de la ciudad relacionada, y la primera diferencia del logaritmo natural del total de ocupados del área metropolitana relacionada. Así, por ejemplo, para construir la medida LINK para Bogotá, se estimó un VAR que

¹⁸ Armando Montenegro, “Una nota sobre las relaciones económicas entre Ecuador y Colombia”, en *Ensayos sobre política económica*, núm. 14, Banco de la República, diciembre de 1988.

¹⁹ Luis Armando Galvis, “La topografía económica de Colombia”, en *Documentos de trabajo sobre economía regional*, núm. 22, Banco de la República, octubre de 2001.

relacionaba la primera diferencia del logaritmo natural del empleo en las áreas metropolitanas sin incluir a Bogotá con la primera diferencia del logaritmo natural del nivel de ocupados de Bogotá.

En la elección del número de rezagos de cada VAR se tuvieron en cuenta los criterios de Akaike, Schwartz y Hanna-Quinn. Para la estimación se escogió el modelo VAR con el menor número de rezagos posibles, donde se hallaran condiciones óptimas de los residuales del modelo (normalidad multivariada y no autocorrelación). Para ello, se hicieron las pruebas de normalidad multivariada y de Portmanteau ajustado en los residuales de cada modelo. Los resultados se encuentran en el anexo 3.

Posteriormente se realizó el análisis de descomposición de varianza asociado con la variación del empleo regional. Este análisis se hizo para h desde uno hasta veinticinco trimestres, para observar la relación de corto y largo plazo, respectivamente. Finalmente se estimó la medida de “fuerza de cohesión” *LINK* como la contribución de los choques nacionales en la explicación de la varianza regional. Los resultados se resumen en el cuadro 4.

Cuadro 4: Medida de “fuerza de cohesión” LINK

Área metropolitana	No. de rezagos VAR	LINK (h=1)	LINK (h=25)
Bogotá	3	73,04	69,76
Medellín	1	63,54	67,4
Cali	1	56,85	59,22
Bucaramanga	1	63,99	49,84
Pasto	1	57,65	47,32
Barranquilla	2	50,39	46,24
Manizales	3	29,26	28,98

FUENTE: Cálculos del autor.

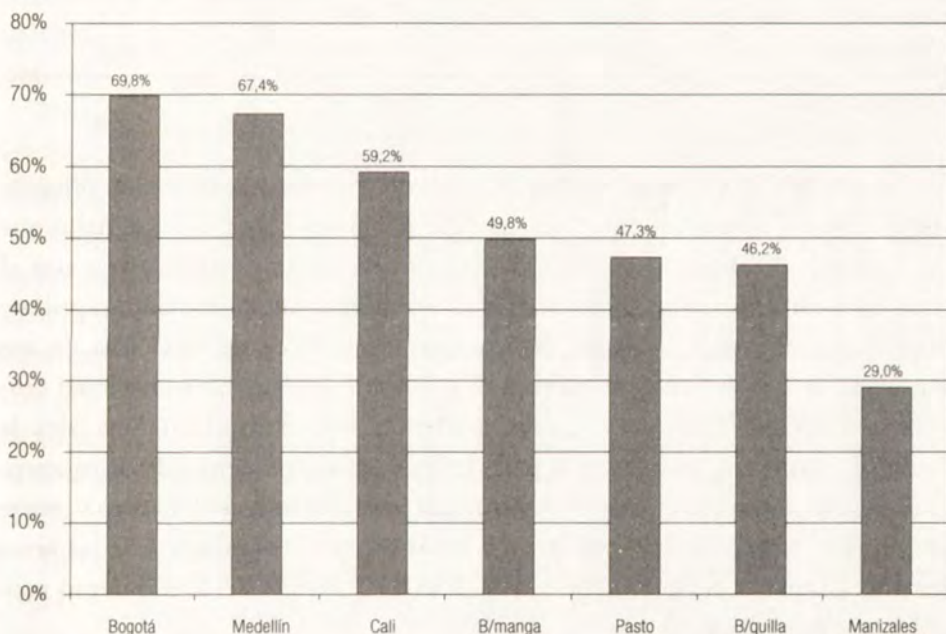
Como se observa en el cuadro 4, el área metropolitana que presenta la mayor relación con el ciclo de empleo nacional, tanto en el corto como en el largo plazo es Bogotá, lo cual significa que su ciclo económico muestra un alto grado de “comovimiento” con el ciclo nacional, y que este último tiene un gran poder de predicción del ciclo regional de Bogotá en el corto y en el largo plazo.

Por otro lado, en el largo plazo, las ciudades que, en segundo y en tercer lugar, responden más a los choques nacionales, son Medellín y Cali, mientras que, en el corto plazo, los mismos lugares son ocupados por Bucaramanga y

Medellín. Estos resultados confirman la hipótesis de la fuerte integración del ciclo regional Bogotá-Medellín-Cali con el ciclo nacional. Adicionalmente, y teniendo en cuenta el cuarto puesto de Bucaramanga en el ordenamiento de largo plazo, esta ciudad tiene una relación mayor a la esperada ciclo nacional.

Finalmente, las ciudades que muestran menor "comovimiento" con el comportamiento del empleo nacional, en el largo plazo, son Pasto, Barranquilla y Manizales. Este resultado confirma, por un lado, la menor integración de Pasto y Barranquilla con el ciclo nacional, así como la mayor importancia relativa de los choques sobre las regiones en la explicación de la varianza del empleo de estas ciudades. La posición de Manizales refleja, por otro lado, que su empleo responde más a choques que afectan a su propia economía (economía cafetera) que a los choques que simultáneamente afectan a toda la nación.

**Gráfico 4. Medida de "fuerza de cohesión",
LINK (h=25)**



Nota: La medida de "fuerza de cohesión" LINK se estima como la contribución de los choques nacionales en la explicación de la varianza del error de pronóstico de los errores regionales. Así, por ejemplo, para Bogotá, los choques nacionales determinan el 69,8% de la variabilidad de la actividad económica en dicha ciudad, y los choques regionales sólo explican el 30,2%. En contraste, en Barranquilla, los choques regionales explican el 53,8%, y los nacionales, sólo el 46,2%.

FUENTE: Cuadro 4.

Con el fin de probar la consistencia de los resultados se realizó el mismo procedimiento de estimación del LINK, pero incluyendo como variable nacional la primera diferencia del logaritmo natural del total de ocupados para las siete áreas metropolitanas. Los resultados se muestran en el cuadro 5.

Si bien la serie nacional incluye el nivel de ocupados de la ciudad con el cual se relaciona, en ningún caso se encontró evidencia de problemas estadísticos en los residuales. Sin embargo, se observó un aumento de nivel del LINK para todas las ciudades, aunque dicho crecimiento no afecta sustancialmente el ordenamiento de las ciudades, de acuerdo con la medida de largo plazo.

Cuadro 5: Medida de “fuerza de cohesión” LINK
(inclusión del total de ocupados para siete áreas metropolitanas)

Área metropolitana	No. rezagos	VAR LINK ($h=1$)	LINK ($h=25$)
Bogotá	2	91,48	85,17
Medellín	1	74,88	77,37
Cali	1	68,43	70,28
Bucaramanga	1	70,91	56,18
Barranquilla	1	53,79	51,26
Pasto	1	59,58	49,05
Manizales	3	31,68	31,25

FUENTE: Cálculos del autor.

En conclusión se encontró que las áreas metropolitanas muestran diferentes grados de “comovimiento” con el ciclo nacional. En especial se halló que las ciudades de Bogotá, Medellín y Cali muestran una alta relación con el ciclo nacional, mientras que la actividad económica de Pasto, Barranquilla y Manizales dependería más de los choques específicos de cada una de sus regiones. En consecuencia, los choques económicos con ámbito nacional tendrían efectos diferenciados en las áreas urbanas, lo que implicaría una falta de efectos homogéneos para todo el país de las políticas de demanda. Este resultado es relevante para el diseño de políticas públicas más eficientes que, entre otras cosas, traten de solucionar problemas económicos propios de las áreas metropolitanas y permitan disminuir las disparidades del crecimiento económico entre regiones.

VI Conclusiones

El análisis de los ciclos económicos en Colombia ha sido un área de investigación e ha observado un relativo auge en los últimos años. No obstante, las investigaciones sobre el tema se han centrado en el estudio del comportamiento agregado de las variables macroeconómicas, sin tener en cuenta la posible existencia de diferencias en el ritmo de actividad económica entre regiones. Dichas diferencias son consecuencia, entre otras razones, de la heterogeneidad en la estructura industrial entre las regiones, de los distintos grados de integración de sus mercados de insumos, así como del tamaño e integración de los mercados de bienes hacia donde las regiones dirigen su producción.

Con el fin de analizar la interrelación entre el ciclo nacional y los ciclos regionales se construyó una medida de “fuerza de cohesión”, LINK. Esta medida señala el grado de “comovimiento” entre la actividad económica nacional y la de las regiones, lo que permite reconocer aquellas regiones que más se afectan con las fluctuaciones de la producción del país y aquellas que más dependen de los choques locales. Como medida de actividad económica se utilizaron las series de total de ocupados por áreas metropolitanas para el periodo comprendido entre 1986 y 2000, calculadas por el DANE.

Primero, con el fin de estimar la existencia de una relación de equilibrio estable de largo plazo entre los niveles de empleo de las siete áreas metropolitanas, se realizó un análisis de cointegración multiecuacional de Johansen. Se encontró que el empleo en Barranquilla, Bucaramanga, Bogotá, Manizales, Medellín, Cali y Pasto, en su conjunto, no comparten ninguna tendencia estocástica común, por lo cual no convergen hacia una relación de equilibrio de largo plazo. Sin embargo, al hacer un análisis de cointegración con grupos de dos, tres y cuatro ciudades, se halló que hay una relación de largo plazo entre los niveles de ocupados del trapecio Bogotá, Bucaramanga, Medellín y Manizales, mientras que esta relación no se da en el caso de las ciudades de Cali, Barranquilla y Pasto.

El empleo en la ciudad de Cali mostró una dinámica propia después de 1994. La combinación de choques nacionales y regionales, como la desaceleración económica de 1996 y de 1998 a 1999; la persecución a los capos del narcotráfico, y la crisis de las finanzas regionales, entre otros, explican la interrupción de la relación de largo plazo que esta ciudad mostraba con Bogotá y Medellín. Para probar esta hipótesis se realizó una prueba de

cointegración con los niveles de ocupados de estas ciudades, para el periodo comprendido entre 1986 y 1993, y se halló evidencia de cointegración entre estas regiones. Por otro lado, la exclusión de Barranquilla de la relación de cointegración Bogotá-Bucaramanga-Manizales-Medellín quizá se deba a el mercado laboral de esta ciudad se encuentra más integrado a la economía de la Costa Caribe que a la del interior del país. Finalmente, la exclusión de Pasto puede ser consecuencia de la dinámica propia de la actividad económica generada por los flujos comerciales de la frontera con Ecuador. Sin embargo, este tema requiere de un análisis más profundo, por lo cual se sugiere como tema para futuras investigaciones.

En conclusión se encontró evidencia de que los niveles de actividad económica de Bogotá, Medellín, Bucaramanga, Manizales y Cali mantienen una dinámica de largo plazo común, en tanto que Barranquilla y Pasto están por fuera de dicha dinámica.

Finalmente se calculó la medida de "fuerza de cohesión". Se encontró que Bogotá presenta la mayor relación con el ciclo de empleo nacional, seguida por Medellín, Cali y Bucaramanga. Estos resultados confirman la hipótesis de la fuerte integración del ciclo regional Bogotá-Medellín-Cali con el ciclo nacional. Adicionalmente, Bucaramanga está más relacionada con el ciclo nacional de lo esperado. Por otro lado, las ciudades que se encuentran menos relacionadas con el ciclo nacional son Pasto, Barranquilla y Manizales. Este último resultado ratifica la menor integración relativa de Pasto y Barranquilla con la dinámica de la actividad económica nacional, y la mayor dependencia de Manizales de los choques locales (economía cafetera).

En consecuencia, y apoyado en los resultados encontrados podemos afirmar que hay de comportamientos diferenciados entre la actividad económica nacional y la dinámica económica de las regiones. Así, los choques económicos con ámbito nacional tendrían efectos diferenciados en las áreas urbanas, lo que implica que se deben diseñar políticas públicas más eficientes teniendo en cuenta la existencia de la heterogeneidad en la actividad productiva al interior del país.

Anexos

Anexo 1. Pruebas de Raíz Unitaria.

Nivel de ocupados por áreas metropolitanas

Cuadro A1. Resultados de Pruebas de Raíz Unitaria

Variable	Dickey-Fuller Aumentado				KPSS			Conclusión
	Estadístico	VC(5%)	L-B	Resultado	Estadístico	VC(5%)	Resultado	
Lbarran	$\tau\mu$: -1,302	-2,89	0,83	R. unitaria	$\eta\mu$: 0,8284	0,463	R. unitaria	R. unitaria
Lbucara	$\tau\mu$: -2,150	-2,93	0,96	R. unitaria	$\eta\mu$: 0,7869	0,463	R. unitaria	R. unitaria
Lbogota	$\tau\mu$: -1,740	-2,89	0,27	R. unitaria	$\eta\mu$: 0,8166	0,463	R. unitaria	R. unitaria
Lmaniza	$\tau\mu$: -1,524	-2,93	0,98	R. unitaria	$\eta\mu$: 0,8107	0,463	R. unitaria	R. unitaria
Lmedell	$\tau\mu$: -1,978	-2,89	0,85	R. unitaria	$\eta\mu$: 0,8097	0,463	R. unitaria	R. unitaria
Lcali	$\tau\mu$: -0,637	-2,93	0,99	R. unitaria	$\eta\mu$: 0,8127	0,463	R. unitaria	R. unitaria
Lpasto	$\tau\mu$: -1,746	-2,93	0,88	R. unitaria	$\eta\mu$: 0,8429	0,463	R. unitaria	R. unitaria
Δ barran	$\tau\tau$: -7,033	-3,45	0,79	Estacionario	$\eta\tau$: 0,0542	0,146	Estacionario	Estacionario
Δ bucara	$\tau\tau$: -5,635	-3,8	0,63	Estacionario	$\eta\tau$: 0,0663	0,146	Estacionario	Estacionario
Δ bogota	$\tau\tau$: -6,874	-3,45	0,81	Estacionario	$\eta\tau$: 0,0709	0,146	Estacionario	Estacionario
Δ maniz	τ : -0,957	-1,95	0,97	R. unitaria	$\eta\mu$: 0,1913	0,463	Estacionario	Estacionario*
Δ medell	$\tau\tau$: -10,232	-3,45	0,79	Estacionario	$\eta\tau$: 0,0692	0,146	Estacionario	Estacionario
Δ cali	τ : -1,621	-1,95	0,99	R. unitaria	$\eta\mu$: 0,1423	0,463	Estacionario	Estacionario*
Δ pasto	$\tau\tau$: -5,495	-3,8	0,84	Estacionario	$\eta\tau$: 0,0891	0,146	Estacionario	Estacionario

* En las series de primera diferencia del empleo en Manizales y Cali, las pruebas de Dickey-Fuller y KPSS mostraron resultados contradictorios. Debido a esto, se realizó una tercera prueba, Phillips-Perron, la cual arrojó el siguiente resultado: para Manizales se encontró que el estadístico es $-15,17$ (V.C. $-2,92$), mientras que para Cali es $-10,41$ (V.C. $-2,92$). Así, en los dos casos existe evidencia para rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria, por lo cual ambas series son estacionarias.

FUENTE: Cálculos del autor.

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

Se realizaron 32 pruebas de cointegración con base en diferentes combinaciones de los niveles de empleo entre las áreas metropolitanas: Barranquilla, Bucaramanga, Bogotá, Manizales, Medellín, Cali y Pasto. El período de muestra abarca desde el primer trimestre de 1986 hasta el cuarto trimestre de 2000 (sesenta observaciones).

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

- i) Se utilizó la prueba de la traza para los modelos cimean, drift y cidrift, de uno a cinco rezagos. El modelo y el número de vectores de cointegración a estimar se eligieron utilizando el criterio de Pantula.¹ Para corroborar el resultado obtenido se realizó la prueba del máximo valor propio para el modelo escogido.
- ii) Después de elegir el modelo se les hicieron pruebas de exclusión a los elementos determinísticos del sistema, con el fin de cerciorarse de que el modelo encontrado era el correcto. En el caso del no rechazo de la hipótesis nula de exclusión de los elementos determinísticos se esti-

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.

maron otros modelos con el mismo número de vectores de cointegración.

- iii) Una vez escogido el modelo con variables determinísticas correctas se evaluaron las propiedades estadísticas del modelo. Se realizaron las pruebas de normalidad multivariada y de autocorrelación de los residuales del sistema VEC. Cuando se encontraron problemas de no normalidad o de autocorrelación se rechazó la presencia de vectores de cointegración con condiciones óptimas.²
- iv) 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. En cada caso, cuando se encontró evidencia para aceptar la exclusión de alguna variable del sistema o de estacionariedad de alguna de las series se rechazó la existencia de cointegración.
- v) Finalmente se hicieron pruebas de exogeneidad sobre los coeficientes de ajuste del error de largo plazo. Cuando se encontró exogeneidad en todos los coeficientes del sistema, se rechazó la existencia de cointegración debido a que el modelo de corto plazo no se ajusta al equilibrio de largo plazo. Este resultado sería contraintuitivo e inadecuado porque implicaría que todas las variables del sistema son exógenas débiles.

² La prueba de cointegración de Johansen parte de la estimación de una función de máxima verosimilitud concentrada en los coeficientes de ajuste de corto plazo del sistema y del vector de cointegración. Así, las condiciones de normalidad y no autocorrelación son necesarias para la realización de la prueba.

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

Áreas metropolitanas	No. de vectores	Rezago	Modelo	Traza (5%)*		Normalidad (5%)		Autocorrelación (5%)					
				Esta-dístico	Valor crítico	Chisq (1)	p-value	Ljung-Box Chisq15 p-value		Prueba LM(1) Chisq p-value		Prueba LM(4) Chisq p-value	
Siete áreas	2	1	Cimean	72,69	75,74	8,13	0,88	819,65	0,00	54,02	0,29	49,64	0,45
B/quilla-B/manga	0	1 a 5											
B/quilla-Bogotá	0	1 a 5											
B/quilla-M/zales	1	1	Cimean	7,59	9,24	3,30	0,51	68,71	0,09	6,64	0,16	5,89	0,21
B/quilla-Medellín	0	1 a 5											
B/quilla-Cali	1	1	Cimean	8,33	9,24	13,42	0,01	59,72	0,28	1,17	0,88	3,34	0,50
B/quilla-Pasto	1	1	Cimean	6,99	9,24	8,69	0,07	67,32	0,11	5,21	0,27	3,47	0,48
B/manga-Bogotá	1	1	Cimean	6,98	9,24	9,28	0,05	68,86	0,08	8,57	0,07	5,21	0,27
B/manga-M/zales	1	1	Cimean	6,04	9,24	17,40	0,00	94,87	0,00	6,37	0,17	4,10	0,39
B/manga-Medellín	1	1	Cimean	6,86	9,24	4,46	0,35	67,63	0,10	8,17	0,09	4,83	0,30
B/manga-Cali	0	1 a 5											
B/manga-Pasto	0	1 a 5											
Bogotá-M/zales	1	1	Cimean	7,66	9,24	5,14	0,27	69,87	0,07	3,21	0,52	5,61	0,23
Bogotá-Medellín	1	1	Cimean	7,38	9,24	4,46	0,35	66,12	0,12	3,13	0,54	1,32	0,86
Bogotá-Cali	0	1 a 5											
Bogotá-Pasto	1	1	Cimean	6,98	9,24	9,62	0,05	63,59	0,17	7,03	0,13	7,10	0,13
M/zales-Medellín	1	2	Cimean	7,61	9,24	7,75	0,10	61,97	0,12	0,55	0,97	2,05	0,73
M/zales-Cali	1	1	Cimean	6,97	9,24	12,26	0,02	84,74	0,00	4,16	0,38	3,20	0,52
M/zales-Pasto	1	1	Cimean	6,15	9,24	16,55	0,00	84,37	0,01	5,35	0,25	0,59	0,96
Medellín-Cali	0	1 a 5											
Medellín-Pasto	0	1 a 5											

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

Áreas metropolitanas	No. de vectores	Rezago	Modelo	Traza (5%)*		Normalidad (5%)		Autocorrelación (5%)					
				Estadístico	Valor crítico	Chisq (1)	p-value	Ljung-Box Chisq15	p-value	Prueba LM(1)		Prueba LM(4)	
								Chisq	p-value	Chisq	p-value	Chisq	p-value
Cali-Pasto	0	1	Cimean	12,79	19,96								
Bogotá-Medellín-M/zales	2	2	Cimean	8,27	9,24	6,08	0,41	136,96	0,05	5,53	0,79	7,25	0,61
Bogotá-Medellín-B/manga	2	1	Cimean	7,28	9,24	6,81	0,34	143,85	0,07	13,14	0,16	6,43	0,70
Bogotá-B/manga-M/zales	2	1	Cimean	7,53	9,24	10,86	0,09	152,99	0,02	11,74	0,23	9,79	0,37
Medellín-B/manga-M/zales	2	1	Cimean	7,13	9,24	4,666	0,59	164,64	0,00	11,06	0,27	8,26	0,51
Bogotá-Medellín-B/manga-M/zales	3	1	Cimean	7,503	9,24	6,53	0,59	264,6	0,01**	15,97	0,45	10,38	0,85
Bogotá-Cali (86-93)	1	1	Cimean	5,89	9,24	2,79	0,59	35,25	0,41	2,57	0,63	4,04	0,40
Medellín-Cali (86-93)	1	1	Cimean	4,44	9,24	1,75	0,78	45,03	0,05	3,97	0,41	9,37	0,05
M/zales-Cali (86-93)	1	1	Cimean	4,31	9,24	5,38	0,25	34,65	0,12	3,37	0,50	8,26	0,08
B/manga-Cali (86-93)	0	1 a 5											
Bogotá-Medellín-Cali (86-93)	1	2	Cimean	15,88	19,96	11,92	0,06	62,46	0,13	9,17	0,42	17,58	0,05

* 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).

** Se acepta no autocorrelación a 1% de significancia.

FUENTE: Cálculos del autor.



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

Áreas metropolitanas	Estacionariedad		Exogeneidad débil		Exclusión			
	Estadístico	Chisq (5)	Estadístico	Chisq (5)	Elementos determinísticos		Variables	
					Estad.	Chisq (5)	Estadístico	Chisq (5)
Siete áreas								
(B/quilla-B/manga-Bogotá-M/zales-Medellín-Cali-Pasto-Constante)	(36,83; 36,87; 36,81; 36,81; 36,81; 36,82; 36,86)	12,59	(0,68; 7,24; 3,69; 15,7 1,62; 8,30; 7,28)	5,99	7,83	5,99	(7,18; 11,31; 3,20; 23,44; 6,74; 4,29; 9,91; 7,83)	5,99
B/quilla-B/manga								
B/quilla-Bogotá								
B/quilla-M/zales	(15,00;14,97)	5,99	(3,14; 3,29)	3,84	5,69	3,84	(12,07; 11,67)	3,84
B/quilla-Medellín								
B/quilla-Cali	(11,33;11,32)	5,99	(1,26; 2,71)	3,84	4,05	3,84	(8,53; 8,56)	3,84
B/quilla-Pasto	(14,71;14,75)	5,99	(4,86;1,42)	3,84	12,86	3,84	(12,58; 11,99)	3,84
B/manga-Bogotá	(18,35;18,30)	5,99	(7,45; 0,01)	3,84	14,19	3,84	(15,30; 15,07)	3,84
B/manga-M/zales					28,20	3,84		
B/manga-Medellín	(21,40; 21,35)	5,99	(7,66; 0,0)	3,84	16,68	3,84	(17,96; 17,77)	3,84
B/manga-Cali								
B/manga-Pasto								
Bogotá-M/zales	(42,13; 42,12)	5,99	(5,88; 14,70)	3,84	6,51	3,84	(38,95; 38,93)	3,84
Bogotá-Medellín	(21,58; 21,58)	5,99	(4,54; 0,42)	3,84	6,25	3,84	(18,44; 18,18)	
Bogotá-Cali								
Bogotá-Pasto	(10,41; 10,47)	5,99	(0,40; 2,47)	3,84	7,68	3,84	(7,88; 7,81)	3,84
M/zales-Medellín	(44,18; 44,19)	5,99	(18,67; 1,91)	3,84	20,62	3,84	(40,80; 40,42)	3,84

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

Áreas metropolitanas	Estacionariedad		Exogeneidad débil		Exclusión			
	Estadístico	Chisq (5)	Estadístico	Chisq (5)	Elementos determinísticos		Variables	
					Estad.	Chisq (5)	Estadístico	Chisq (5)
M/zales-Cali					3,84	3,84		
M/zales-Pasto					19,56	3,84		
Medellín-Cali								
Medellín-Pasto								
Cali-Pasto								
Bogotá-Medellín-M/zales	(14,56; 14,57; 14,56)	5,99	(5,07; 10,27; 4,76)	5,99	13,78	5,99	(11,41; 21,47; 28,08; 13,78)	5,99
Bogotá-Medellín-B/manga	(19,01; 19,01; 19,07)	5,99	(5,86; 0,46; 8,76)	5,99	15,61	5,99	(18,10; 21,07; 17,50)	5,99
Bogotá-B/manga-M/zales					15,60	5,99		
Medellín-B/manga-M/zales					18,08	5,99		
Bogotá-Medellín-B/manga-M/zales	(18,47; 18,48; 18,53; 18,46)	5,99	(8,67; 2,05; 9,02; 19,09)	7,81	15,99	7,81	(20,19; 23,23; 17,28; 43,18)	7,81
Bogotá-Cali (86-93)	(10,02; 10,03)	5,99	(0,19; 4,60)	3,84	6,36	3,84	(9,51; 9,60)	3,84
Medellín-Cali (86-93)	(7,92; 7,92)	5,99	(0,03; 4,05)	3,84	4,08	3,84	(7,64; 7,69)	3,84
M/zales-Cali (86-93)	(12,36; 12,38)	5,99	(1,58; 4,00)	3,84	4,92	3,84	(11,46; 11,73)	3,84
B/manga-Cali (86-93)								
Bogotá-Medellín-Cali (86-93)	(21,41; 21,42; 21,41)	5,99	(0,93; 7,81; 3,68)	3,84	13,56	3,84	(17,52; 18,13; 10,03)	3,84

FUENTE: Cálculos del autor.

Anexo 3. Pruebas de normalidad multivariada y autocorrelación

Para el cálculo de la medida de “fuerza de cohesión” *LINK*, se estimó un sistema VAR de dos variables para cada área metropolitana. En cada sistema VAR, siete en total, se incluyeron la primera diferencia del logaritmo natural de la serie de empleo para las siete áreas metropolitanas, sin tener en cuenta el de la ciudad relacionada, y la primera diferencia del logaritmo natural del total de ocupados del área metropolitana relacionada. Así, por ejemplo, para construir la medida *LINK* para Bogotá, se estimó un VAR que relacionaba la primera diferencia del logaritmo natural del empleo en las áreas metropolitanas sin incluir a Bogotá con la primera diferencia del logaritmo natural del nivel de ocupados de Bogotá.

Por otro lado, para probar la consistencia de los resultados, se estimaron nuevamente los sistemas VAR, pero incluyendo como variable nacional la primera diferencia del logaritmo natural del total de ocupados para las siete áreas metropolitanas. Los resultados de las pruebas de normalidad multivariada y de autocorrelación se muestran en esta sección.

Cuadro A4: Pruebas de Portmanteau ajustado y de Normalidad multivariada

Siete ciudades sin Barranquilla - Barranquilla

Longitud de rezago	Autocorrelación Portmanteau	Normalidad		
		Kurtosis	Simetría	Conjunta
0	62,68 (0,0757)	12,76 (0,0017)	3,51 (0,1733)	16,27 (0,0027)
1	44,12 (0,4665)	6,21 (0,0448)	0,665 (0,7172)	6,87 (0,1427)
2	45,87 (0,2418)	4,14 (0,1260)	0,404 (0,8169)	4,55 (0,3370)
3	42,44 (0,2132)	3,14 (0,2079)	0,183 (0,9125)	3,33 (0,5050)
4	38,18 (0,2089)	3,04 (0,2180)	0,323 (0,8510)	3,37 (0,4980)
5	35,67 (0,1510)	3,91 (0,1409)	0,042 (0,9788)	3,96 (0,4112)

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

Siete ciudades sin Bucaramanga - Bucaramanga

Longitud de rezago	Autocorrelación Portmanteau	Normalidad		
		Kurtosis	Simetría	Conjunta
0	94,92 (0,0001)	5,440 (0,0657)	1,75 (0,4154)	7,20 (0,1256)
1	48,95 (0,2811)	1,640 (0,4390)	3,21 (0,2010)	4,85 (0,3028)
2	45,53 (0,2528)	0,781 (0,6769)	2,44 (0,2947)	3,23 (0,5210)
3	46,55 (0,1118)	0,661 (0,7184)	2,52 (0,2836)	3,18 (0,5279)
4	44,85 (0,0652)	0,009 (0,9952)	1,99 (0,3697)	2,00 (0,7358)
5	43,67 (0,0299)	0,965 (0,6171)	1,69 (0,4298)	2,65 (0,6173)

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

Siete ciudades sin Bogotá - Bogotá

Longitud de rezago	Autocorrelación Portmanteau	Normalidad		
		Kurtosis	Simetría	Conjunta
0	61,08 (0,0973)	16,03 (0,0003)	2,40 (0,3006)	18,43 (0,001)
1	59,97 (0,0547)	8,54 (0,0140)	2,01 (0,3663)	10,55 (0,0321)
2	49,07 (0,1540)	7,31 (0,0258)	0,36 (0,8368)	7,67 (0,1044)
3	38,82 (0,3435)	5,99 (0,0500)	0,07 (0,9626)	6,07 (0,1942)
4	39,87 (0,1599)	5,18 (0,0751)	0,15 (0,9278)	5,32 (0,2552)
5	39,79 (0,0690)	4,62 (0,0900)	0,34 (0,8413)	4,97 (0,2902)

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

Siete ciudades sin Manizales - Manizales

Longitud de rezago	Autocorrelación Portmanteau	Normalidad		
		Kurtosis	Simetría	Conjunta
0	85,09 (0,0001)	12,55 (0,0019)	1,13 (0,5672)	13,68 (0,0084)
1	84,75 (0,0002)	7,37 (0,0251)	2,32 (0,3147)	9,68 (0,0461)
2	58,27 (0,0309)	5,72 (0,0572)	4,06 (0,1314)	9,78 (0,0443)
3	42,42 (0,2138)	0,58 (0,7490)	1,46 (0,4815)	2,04 (0,7284)
4	38,77 (0,1906)	0,21 (0,9014)	1,13 (0,5682)	1,34 (0,8549)
5	31,63 (0,2896)	0,22 (0,8993)	0,32 (0,852)	0,53 (0,9700)

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

Siete ciudades sin Medellín - Medellín

Longitud de rezago	Autocorrelación Portmanteau	Normalidad		
		Kurtosis	Simetría	Conjunta
0	59,40 (0,1251)	9,49 (0,0087)	3,05 (0,2177)	12,54 (0,0138)
1	45,88 (0,3938)	4,48 (0,1062)	4,53 (0,1039)	9,01 (0,0608)
2	42,75 (0,3537)	2,13 (0,3449)	4,94 (0,0845)	7,07 (0,1322)
3	33,74 (0,5763)	1,42 (0,4918)	3,85 (0,1462)	5,26 (0,2612)
4	33,74 (0,3831)	0,54 (0,7639)	3,15 (0,2075)	3,69 (0,4505)
5	35,58 (0,1535)	1,28 (0,5263)	3,05 (0,2172)	4,33 (0,3623)

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

Siete ciudades sin Cali - Cali

Longitud de rezago	Autocorrelación Portmanteau	Normalidad		
		Kurtosis	Simetría	Conjunta
0	52,28 (0,3110)	9,36 (0,0093)	0,818 (0,6643)	10,18 (0,0375)
1	43,36 (0,4990)	4,20 (0,1223)	0,146 (0,9294)	4,35 (0,3609)
2	40,39 (0,4529)	2,38 (0,3041)	0,077 (0,9618)	2,46 (0,6520)
3	39,11 (0,3317)	1,66 (0,4365)	0,080 (0,9607)	1,74 (0,7838)
4	40,44 (0,1454)	2,29 (0,3169)	0,126 (0,9386)	2,45 (0,6582)
5	39,49 (0,0732)	2,33 (0,3122)	0,222 (0,8945)	2,55 (0,6355)

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

Siete ciudades sin Pasto - Pasto

Longitud de rezago	Autocorrelación Portmanteau	Normalidad		
		Kurtosis	Simetría	Conjunta
0	62,77 (0,0745)	12,15 (0,0023)	0,85 (0,6521)	13,01 (0,0112)
1	56,07 (0,1048)	5,02 (0,0813)	0,13 (0,9386)	5,14 (0,2726)
2	44,71 (0,2805)	2,62 (0,2704)	0,096 (0,9531)	2,72 (0,6071)
3	41,09 (0,2572)	4,29 (0,1171)	0,68 (0,7119)	4,97 (0,2905)
4	40,12 (0,1533)	4,09 (0,1292)	1,01 (0,6048)	5,09 (0,2773)
5	46,55 (0,0153)	5,91 (0,0519)	1,04 (0,5929)	6,96 (0,1379)

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

Siete ciudades - Barranquilla

Longitud de rezago	Autocorrelación Portmanteau	Normalidad		
		Kurtosis	Simetría	Conjunta
0	62,62 (0,0764)	10,60 (0,005)	3,85 (0,1461)	14,45 (0,006)
1	44,11 (0,4667)	5,73 (0,0571)	0,53 (0,7673)	6,26 (0,1808)
2	45,86 (0,2420)	3,99 (0,1361)	0,20 (0,9057)	4,19 (0,3812)
3	42,42 (0,2138)	3,09 (0,2132)	0,04 (0,9801)	3,13 (0,5361)
4	38,18 (0,2090)	3,08 (0,2135)	0,13 (0,9356)	3,22 (0,5214)
5	35,65 (0,1517)	3,85 (0,1463)	0,02 (0,9902)	3,87 (0,4247)

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

Siete ciudades - Bucaramanga

Longitud de rezago	Autocorrelación Portmanteau	Normalidad		
		Kurtosis	Simetría	Conjunta
0	95,03 (0,0001)	10,57 (0,0051)	1,40 (0,4974)	11,97 (0,0176)
1	48,86 (0,2840)	2,22 (0,3303)	2,83 (0,2426)	5,04 (0,2824)
2	45,41 (0,2568)	1,13 (0,5677)	2,36 (0,3081)	3,49 (0,4799)
3	46,36 (0,1155)	0,85 (0,6542)	2,33 (0,3117)	3,18 (0,5282)
4	44,71 (0,0670)	0,09 (0,9515)	1,91 (0,3851)	2,01 (0,7343)
5	43,47 (0,0313)	1,18 (0,5544)	1,58 (0,4531)	2,77 (0,5983)

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

Siete ciudades - Bogotá

Longitud de rezago	Autocorrelación Portmanteau	Normalidad		
		Kurtosis	Simetría	Conjunta
0	61,14 (0,0964)	10,55 (0,0051)	2,22 (0,3285)	12,78 (0,0124)
1	60,14 (0,0531)	6,00 (0,0497)	2,01 (0,3666)	8,00 (0,0912)
2	49,16 (0,1520)	4,20 (0,1229)	0,24 (0,8887)	4,43 (0,3510)
3	38,83 (0,3431)	4,22 (0,1212)	0,085 (0,9585)	4,31 (0,3663)
4	39,89 (0,1593)	4,21 (0,1219)	0,25 (0,8824)	4,46 (0,3475)
5	39,84 (0,0632)	4,91 (0,0861)	1,37 (0,5057)	6,27 (0,1801)

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

Siete ciudades - Manizales

Longitud de rezago	Autocorrelación Portmanteau	Normalidad		
		Kurtosis	Simetría	Conjunta
0	85,13 (0,0008)	11,80 (0,0027)	0,98 (0,6126)	12,78 (0,0124)
1	84,74 (0,0002)	6,51 (0,0385)	2,11 (0,3489)	8,62 (0,0714)
2	58,30 (0,0308)	4,97 (0,0835)	3,97 (0,1371)	8,94 (0,0626)
3	42,43 (0,2133)	0,44 (0,7991)	1,43 (0,490)	1,88 (0,7587)
4	38,78 (0,1904)	0,23 (0,8934)	1,07 (0,5847)	1,30 (0,8616)
5	31,66 (0,2885)	0,30 (0,8592)	0,31 (0,8540)	0,62 (0,9609)

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

Siete ciudades - Medellín

Longitud de rezago	Autocorrelación Portmanteau	Normalidad		
		Kurtosis	Simetría	Conjunta
0	59,38 (0,1255)	10,54 (0,0051)	2,71 (0,2580)	13,25 (0,0101)
1	45,86 (0,3949)	3,68 (0,1587)	3,75 (0,1529)	7,44 (0,1145)
2	42,77 (0,3528)	1,57 (0,4554)	4,11 (0,1279)	5,68 (0,2238)
3	33,79 (0,5741)	1,49 (0,4760)	3,12 (0,2103)	4,60 (0,3306)
4	33,78 (0,3812)	0,99 (0,6066)	2,55 (0,2789)	3,55 (0,4697)
5	35,63 (0,1525)	1,99 (0,3685)	2,51 (0,2855)	4,51 (0,3421)

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

Siete ciudades - Cali

Longitud de rezago	Autocorrelación Portmanteau	Normalidad		
		Kurtosis	Simetría	Conjunta
0	52,39 (0,3086)	10,70 (0,0047)	0,68 (0,7102)	11,38 (0,0225)
1	43,43 (0,4960)	5,40 (0,0672)	0,04 (0,9790)	5,44 (0,2447)
2	40,48 (0,4489)	3,16 (0,2058)	0,02 (0,9939)	3,17 (0,5291)
3	39,18 (0,3290)	2,02 (0,3644)	0,19 (0,9108)	2,20 (0,6980)
4	40,46 (0,1450)	2,23 (0,3283)	0,24 (0,8839)	2,47 (0,6492)
5	39,49 (0,0734)	2,19 (0,3330)	0,31 (0,8587)	2,51 (0,6439)

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

Siete ciudades - Pasto

Longitud de rezago	Autocorrelación Portmanteau	Normalidad		
		Kurtosis	Simetría	Conjunta
0	62,79 (0,0744)	12,95 (0,0015)	0,80 (0,6679)	13,76 (0,0081)
1	56,02 (0,1056)	5,23 (0,0733)	0,11 (0,9433)	5,35 (0,2538)
2	44,73 (0,2799)	2,72 (0,2569)	0,08 (0,9590)	2,81 (0,5916)
3	41,13 (0,2562)	4,45 (0,1078)	0,66 (0,7177)	5,12 (0,2754)
4	40,15 (0,1526)	4,13 (0,1266)	1,01 (0,6044)	5,14 (0,2731)
5	46,59 (0,0151)	5,95 (0,0510)	1,03 (0,5982)	6,98 (0,1370)

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

FUENTE: Cálculos del autor.

Bibliografía

- BOSCHEN, John; MILLS, Leonard, "The Relation Between Narrative and Money Markets Indicators of Monetary Policy", en *Economic Inquiry*, núm. 33, 1995.
- CARLINO, Gerald; SILL, Keith, "Regional Income Fluctuations: Common Trends and Common Cycles", *Documento de trabajo*, núm. 00-8, Federal Reserve Bank of Philadelphia, agosto de 2000.
- _____ ; SILL, Keith, "The Cyclical Behavior of Regional per capita Incomes in the Postwar Period", *Documento de trabajo*, Federal Reserve Bank of Philadelphia, junio de 1998.
- _____ ; SILL, Keith, "Regional Economies: Separating Trends from Cycles", en *Business Review*, Federal Reserve Bank of Philadelphia, mayo-junio de 1997.
- GALVIS, Luis A., "La topografía económica de Colombia", *Documentos de trabajo sobre economía regional*, núm. 22, Banco de la República, octubre de 2001.
- GUZMÁN, Álvaro; ESCOBAR, Jaime; HERNÁNDEZ, Jorge; ORTIZ, Carlos, "Coyuntura socio-económica regional", en *Anuario de investigaciones* 2001, Cidse, Universidad del Valle, octubre de 2001.
- HARRIS, R., *Using Cointegration Analysis in Econometric Modelling*, Prentice Hall, 1995.
- JARAMILLO, Carlos Felipe; ROMERO, Carmen Astrid; NUPIA, Oskar, "Integración en el mercado Laboral Colombiano: 1945-1998", en *Borradores de Economía*, núm. 148, Banco de la República, mayo de 2000.
- JOHANSEN, S., "Statistical analysis of cointegration vectors", en *Journal of Economic Dynamics and Control*, núm. 12, 1988.
- JUDGE, G.; GRIFFITHS, W.; HILL, R.C.; LUTKEPOHL, H.; LEE, T., *Introduction to the Theory and Practice of Econometrics*, 2ª ed., Wiley Editors, 1988.
- MCCARTHY, James; STEINDEL, Charles, "National and Regional Factors in the New York Metropolitan Economy", en *FRBNY Economic Policy Review*, febrero de 1997.
- MEISEL, Adolfo, "¿Por qué perdió la Costa Caribe el siglo XX?", en *El Rezago de la Costa Caribe colombiana*, Haroldo Calvo y Adolfo Meisel (Ed.), 1999.
- MONTENEGRO, Armando, "Una nota sobre las relaciones económicas entre Ecuador y Colombia", en *Ensayos sobre política económica*, núm. 14, Banco de la República, diciembre de 1988.
- OSTERWALD-LENUM, M., "A note with quantiles of the asymptotic distribution of the ML cointegration rank test statistics", en *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, núm. 54, 1992.

RESTREPO, Jorge Enrique; REYES, José Daniel, "Los ciclos económicos en Colombia. Evidencia Empírica (1977-1998)", en *Archivos de Macroeconomía*, núm. 131, Departamento Nacional de Planeación, enero de 2000.

SHERWOOD-CALL, Caroline, "Exploring the Relationships between National and Regional Economic Fluctuations", en *Economic Review*, verano de 1988.

SILL, Keith, "Regional Employment Dynamics", *Documento de trabajo*, núm. 97-28, Federal Reserve of Philadelphia, diciembre de 1997.

La descentralización y las disparidades económicas regionales en Colombia en la década de 1990

JUAN DAVID BARÓN R.*

ADOLFO MEISEL ROCA*

I Introducción

LA DÉCADA DE 1990 fue de profundos cambios para la economía colombiana y las instituciones que la rigen. Muchos de esos cambios son fruto de la Constitución de 1991, como ocurre con la descentralización fiscal. En este trabajo estudiamos el proceso de descentralización colombiano durante la década de 1990. Sobre esta materia existe a la fecha una amplia literatura. A pesar de ello, consideramos oportuno revisar esa experiencia ya que el énfasis de la casi totalidad de las investigaciones se centra en los aspectos fiscales: montos transferidos, criterios de asignación, esfuerzos tributarios locales, endeudamiento. Sin embargo, en nuestra opinión uno de los aspectos más complejos de la descentralización, el de su relación con las inequidades en los niveles de ingreso per cápita entre las diferentes regiones del país, ha sido completamente descuidado. Ello resulta sorprendente ya que en la literatura internacional acerca de la descentralización usualmente se señalan dos riesgos muy claros que afrontan los países que adoptan estas políticas: la pérdida de la estabilidad fiscal y los aumentos en las disparidades económicas inter-territoriales. En nuestro país se ha discutido mucho sobre el primer tema, es

* Los autores agradecen a Igor Esteban Zuccardi, Ana María Iregui, Jaime Bonet, Luis Armando Galvis, Juan Carlos Echeverri, Martha Madrid Malo, y los asistentes al seminario de economía del Banco de la República por sus comentarios a un primer borrador de este documento.

decir, sobre el papel de la descentralización en la crisis fiscal actual, pero infortunadamente no se ha prestado la debida atención a la relación de la descentralización con los aumentos en los desequilibrios económicos regionales. Con este trabajo pretendemos empezar a llenar ese vacío.

En este documento se presenta la evidencia que muestra que durante la primera década de la descentralización introducida por la Constitución de 1991 aumentaron las disparidades económicas territoriales en Colombia. También se ilustra cómo las transferencias fiscales no contribuyeron a reducir esa inequidad. Consideramos que ese es el principal aporte de esta investigación.

Por todo lo anterior, es evidente que la descentralización debe ser modificada para introducirle en forma explícita la búsqueda de la equidad horizontal en Colombia, es decir, que todas las personas tengan la posibilidad de un bienestar económico que no dependa del sitio donde vivan.²

II La descentralización a partir de la Constitución de 1991

La Constitución Política de 1991, mediante los artículos 356 y 357, asignó nuevos recursos y responsabilidades a los gobiernos regionales para la provisión de bienes públicos locales, reforzando así el proceso de descentralización iniciado en la década de 1980.

El artículo 356 de la Constitución definió el Situado Fiscal como un porcentaje de los Ingresos Corrientes de la Nación –ICN– que sería cedido a los departamentos, el distrito capital, y los distritos especiales de Cartagena y Santa Marta.³ Estos recursos se destinarían a la financiación de la educación (preescolar, primaria, secundaria y media) y la salud, y aumentarían anualmente hasta llegar a un porcentaje de los ingresos corrientes de la Nación que

² La equidad horizontal se refiere al principio de que los iguales deberían ser tratados igualmente. Buchanan (1950) extendió este concepto al federalismo fiscal: el gobierno “federal” debería asegurar que todos sus ciudadanos sean tratados por igual sin importar su lugar de residencia. Los ciudadanos de un país con ingresos similares entre regiones deberían recibir los mismos beneficios netos (servicios públicos menos los costos de impuestos).

³ La Constitución no mencionó el porcentaje de los ICN que corresponderían al Situado Fiscal. Como se verá más adelante, dicho porcentaje lo fijó la Ley 60 de 1993.

⁴ Constitución Política de Colombia, 1991.

permitiera atender adecuadamente los servicios a los cuales estaba destinado.⁴ Según dicho artículo, el 15% de los recursos del Situado Fiscal se distribuiría por partes iguales entre los departamentos, el distrito capital y los distritos especiales. El restante 85% se repartiría en forma proporcional al número de usuarios actuales y potenciales de los servicios de educación y salud, y además, se tendrían en cuenta criterios como el esfuerzo fiscal ponderado y la eficiencia administrativa de la entidad territorial.

Por su parte, el artículo 357 de la Constitución estipulaba que los municipios tendrían una participación en los ICN, que aumentaría anualmente del 14% de los ICN en 1993 al 22% en el año 2002. La ley indicaría hacia qué áreas de inversión social se dirigirían esos recursos. Los dineros cedidos se repartirían por ley de acuerdo con los siguientes criterios: 60% en proporción directa al número de habitantes con necesidades básicas insatisfechas –NBI– y al nivel relativo de pobreza de la población del municipio; y el restante 40% se asignaría en función de la población total, la eficiencia fiscal y administrativa, el progreso en la calidad de vida y de si el municipio tenía menos de cincuenta mil habitantes.

Los artículos 356 y 357 delinearon algunos criterios generales para la distribución de recursos y competencias de los entes territoriales, pero fue realmente la Ley 60 de 1993 la que se encargó de poner en marcha el sistema. La ley definió específicamente las funciones de las entidades territoriales, así como la distribución del Situado Fiscal, las participaciones municipales y el condicionamiento de gasto que tienen los recursos transferidos por la Nación.

La Ley 60 estableció que para los años 1994, 1995 y 1996 la proporción de los ICN que se destinaría para el Situado Fiscal no debería ser inferior al 23%, 23,5% y al 24,5%, respectivamente.⁵ Como lo señalaba la Constitución, dicha proporción de los ingresos de la Nación se repartiría de la siguiente forma: el 15% por partes iguales entre los departamentos y distritos, y el restante 85% se distribuiría según criterios de número de usuarios

⁴ En 1993, el Situado Fiscal ascendió a 1 billón 48.200 millones de pesos. Este monto resultó de descontar de los ICN los recursos del Fondo Nacional de Regalías (136.469 millones de pesos) y de descontar el equivalente –estimado– a tres puntos del IVA. Este último descuento fue autorizado por el artículo 19 de la Ley 6ª de 1992 (442.759 millones de pesos). Una vez se restaron estos dos conceptos de los ICN, se tomó sobre el excedente el 22,1% de los recursos para el Situado Fiscal.

actuales y potenciales de salud y educación, esfuerzo fiscal, y eficiencia administrativa.⁶ El condicionamiento de los recursos en cuanto a su destinación fue así: el 60% para la educación, el 20% para la salud y el 20% restante para educación o salud según metas de cobertura y fuentes de financiación.

Por otro lado, en la misma ley la participación de los municipios en los ICN fue fijada en 14% para 1993, con incrementos anuales hasta alcanzar el 22% en el año 2002. Del total de recursos destinados como participación de los municipios en los ICN, el 5% se destinan a municipios de menos de cincuenta mil habitantes, el 1,5% a los municipios ribereños del río Magdalena y el resto de los recursos, el 93,5%, se asignaba así: el 40% según la cantidad de habitantes con NBI del municipio, el 20% según el grado de pobreza relativa, el 22% según la población y el 18% restante por partes iguales según indicadores de eficiencia fiscal y administrativa, y el progreso demostrado en la calidad de vida en el municipio.

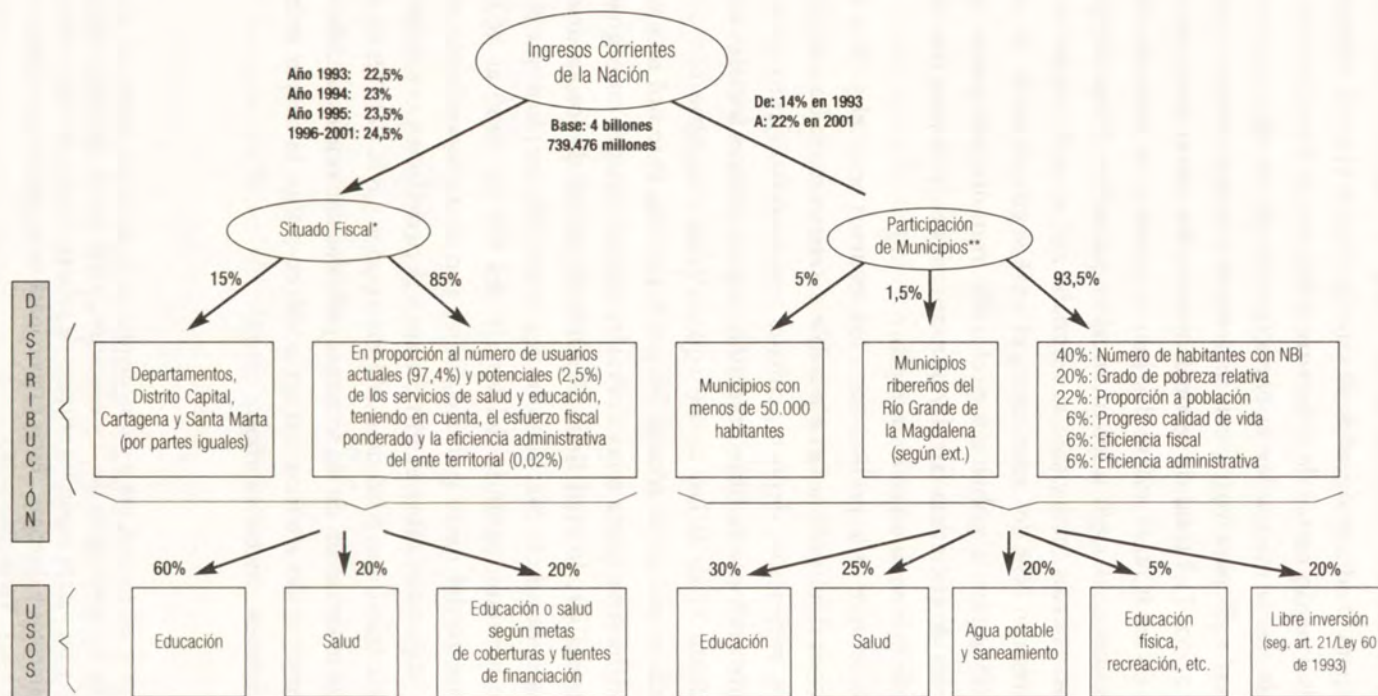
Los usos legales que se le podían dar a los recursos eran: el 30% a educación, el 20% a salud, el 20% a agua potable y saneamiento básico, el 5% a educación física, recreación, deporte, cultura y aprovechamiento del tiempo libre y el restante 20% era de libre inversión, según sectores sociales mencionados en el artículo 21 de la Ley 60 de 1993. (Véase diagrama 1).

En la segunda mitad de la década del 90, Colombia enfrentó una profunda crisis fiscal debido en parte a las nuevas responsabilidades consignadas en la Constitución del 91, lo cual llevó al aumento anual de los recursos que debían ser transferidos de la Nación a las regiones. Ello implicó que el gasto público total aumentara, pasando del 20,4% del PIB en 1990 al 36,6% en 1999. Este aumento del gasto público, junto con una proporción constante del recaudo de impuestos sobre el PIB durante el periodo, en cerca del 14%, generó un déficit fiscal que pasó de 0,8% en 1990 a 5,8% del PIB en 1999.⁷ A esta preocupante situación de las finanzas públicas nacionales se debe sumar la caída de la producción nacional en un 4,2% en 1999, la mayor reducción sufrida en los últimos cincuenta años.

⁶ Según Alesina *et al.* (2000), ese 85% se dividía de la siguiente forma: 97,4% según usuarios actuales de los servicios de salud y educación, 2,5% según usuarios potenciales de educación y salud, y un 0,02% según los criterios de esfuerzo fiscal y eficiencia administrativa de los departamentos y distritos. Estas proporciones no se establecen en forma explícita en la Ley 60 de 1993. Véase diagrama 1.

⁷ Véase Lozano (2001).

Diagrama 1. Transferencias de recursos a departamentos y municipios



Azul: Ley 60/93

Rojo: Constitución 91

Verde: Alesina et al. (2000)

FUENTE: Ley 60 de 1993

* Supone que los recursos del 15% repartidos por partes iguales entre los departamentos logran cubrir los servicios de salud y educación del año 1992 en cada departamento

** No se incluyen las participaciones de los resguardo indígenas, aunque la Ley 60 de 1993 si considera una proporción para ellos.

Además de la difícil situación nacional, en muchos casos los recursos trasladados a las regiones fueron insuficientes para cubrir sus gastos. Fue así cómo el gobierno central se vio obligado a transferir recursos adicionales. Tal fue el caso del Fondo de Compensación Educativo, que luego se llamó Fondo de Crédito Educativo (FEC), destinado a cubrir los faltantes de nómina de docentes en algunas entidades regionales.⁸ Al FEC se le giraron 3.7 billones de pesos (de 2001) desde la fecha de su creación en 1995 hasta el año 2001.⁹

En los últimos años se ha debatido ampliamente sobre el efecto de las transferencias en la estabilidad macroeconómica de Colombia. Por ejemplo, artículos como el de Junguito *et al.* (1995), Lozano (2001), y Echavarría *et al.* (2002) entre otros, señalan que es evidente que la indisciplina fiscal presentada por los departamentos y municipios, quienes aumentaron excesivamente el gasto y se sobreendeudaron con la banca comercial, incidió en la crisis fiscal del país.

A pesar de que la Constitución dotó de nuevas responsabilidades y nuevos recursos a las entidades territoriales, no se les permitió la flexibilidad tributaria para generar mayores ingresos propios, situación que llevó a la dependencia de los recursos de transferencias y obligó a los departamentos y municipios a buscar financiamiento mediante el endeudamiento.¹⁰ Además de la alta dependencia que tenían los ingresos territoriales de las transferencias, había también una alta volatilidad en dichas transferencias, pues dependían directamente de los ICN y por tanto del comportamiento general de la economía. Los departamentos y municipios veían cómo sus ingresos reales por transferencias variaban drásticamente de un año a otro, trasfiriéndose la inestabilidad fiscal del gobierno central hacia los gobiernos regionales e impidiendo a las regiones efectuar una adecuada asignación de recursos y la eficiente planeación del desarrollo local.¹¹

Por las razones anteriores, y debido a que a fines de la década de 1990 se habían creado problemas tanto para la provisión de bienes públicos en las regiones como para la estabilidad macroeconómica del país, se hizo necesario

⁸ El FEC fue creado por la Ley del Plan de Desarrollo No. 188 de 1995.

⁹ Véase Echavarría *et al.* (2002), para un análisis de los rescates ("bailouts") del gobierno nacional a las entidades territoriales durante la década.

¹⁰ Véase Iregui *et al.* (2001).

¹¹ Véase Santamaría *et al.* (2001) y CONFIS (2001).

introducir una reforma constitucional mediante el Acto Legislativo número 01 de 2001, que modificó los artículos 356 y 357 de la Constitución nacional. El acto legislativo creó el Sistema General de Participaciones –SGP–, que consiste en un fondo único de recursos que reemplaza al Situado Fiscal, a las participaciones municipales en los ICN, y a las transferencias complementarias al Situado Fiscal.

La modificación del artículo 356 establece que la distribución de los recursos se realice según criterios de población atendida y por atender, composición de población entre urbana y rural, eficiencia administrativa, eficiencia fiscal y equidad. Por su parte, el nuevo artículo 357 introduce relativa estabilidad en las transferencias mediante el cálculo del promedio de la variación porcentual que hayan tenido los ICN durante los cuatro años anteriores. Durante los años 2002 a 2008 se estableció un periodo de transición, de tal forma que el SGP crecerá en un porcentaje igual a la tasa de inflación causada, más un incremento anual de 2% en los años 2002, 2003, 2004 y 2005, mientras en los años 2006, 2007 y 2008 el incremento anual será de 2,5%.¹² También sobresale el hecho de que si durante el periodo de transición el crecimiento de la economía supera el 4%, el monto del SGP se incrementará en una proporción equivalente.¹³

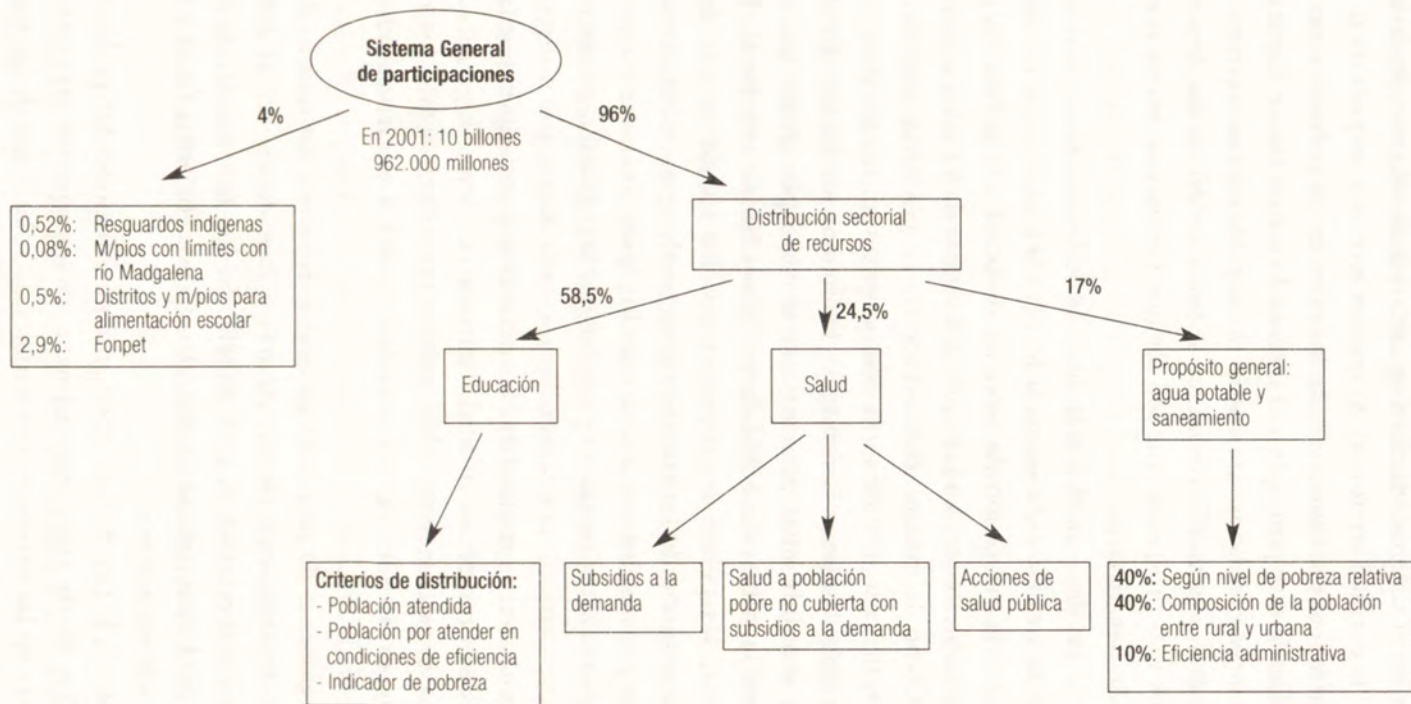
Posteriormente al Acto Legislativo 01 de 2001 se aprobó en el Congreso de la República la Ley 715 de 2001, que no era más que la reglamentación de la reforma constitucional. Esta ley señaló cómo debían distribuirse los recursos del SGP. Del monto total del SGP se descontaría un 4% que se repartiría entre los resguardos indígenas, los municipios limítrofes con el río Magdalena, el Fondo Nacional de Pensiones de las Entidades Territoriales –Fonpet–, y un programa de alimentación escolar. El restante 96% se repartiría en tres fondos: el educativo (58,5%), el de salud (24,5%) y uno de propósito general (17%). (Véase diagrama 2).

De acuerdo con la Ley 715 de 2001, la participación de propósito específico para educación se realiza según criterios de población atendida, población por atender y un indicador de pobreza certificado por el DANE. El valor de la transferencia para una entidad territorial se determina estimando el costo por

¹² Para el año 2001 el monto del SGP fue de 10 billones 962.000 millones de pesos.

¹³ Véase Acto Legislativo 01 de 2001.

Diagrama 2. Distribución de recursos por transferencias según Ley 715 de 2001



FUENTE: Acto legislativo 01 de 2001 y Ley 715 de 2001.

estudiante en el sistema educativo y multiplicándolo por la población beneficiaria de la entidad territorial. Si quedan recursos después de la transferencia, el *residuo* será distribuido según los criterios de población potencial y de equidad. Desde este punto de vista, como lo señala Bonet (2002), *la reforma trata de transferir los recursos de acuerdo con la población beneficiaria y no de acuerdo al costo de los servicios*. Es decir, que se van a beneficiar los departamentos y municipios más prósperos, que son los que tienen una mayor proporción de la población beneficiaria.

La participación para el sector salud se dedicará a financiar los siguientes tres componentes estipulados en la ley: (1) la financiación de subsidios a la demanda, (2) la prestación de servicios de salud a la población pobre en la porción no cubierta con los subsidios a la demanda y (3) las acciones de salud pública. Como lo resalta Bonet (2002), el gobierno nacional define la proporción de cada uno de estos componentes en los recursos totales. Con respecto a los subsidios a la demanda, los fondos totales son divididos por la población atendida total para estimar el costo per cápita que será multiplicado por la población atendida en cada entidad territorial. El segundo componente, los pobres no cubiertos por los subsidios a la demanda, se determina restando de las transferencias totales para salud el monto transferido para pagar subsidios a la demanda y para financiar los programas de salud públicos. Estos recursos se dividen por la población potencial para estimar una transferencia per cápita. Luego, cada municipio o distrito recibirá el valor resultante de multiplicar la transferencia per cápita por la población potencial de su respectiva entidad territorial. En tercer lugar, el componente dedicado a las acciones de salud pública, se asigna según los criterios de población por atender (40%), equidad (50%) y eficiencia administrativa (10%).

El componente de propósito general se reparte a los municipios, los distritos y al departamento de San Andrés y Providencia así: el 40% según el nivel de pobreza relativa, el 40% en relación con la composición del municipio entre población urbana y rural, el 10% por eficiencia fiscal y el 10% por eficiencia administrativa.

En síntesis, la Ley 715 de 2001 intenta solucionar los problemas derivados de la Ley 60 de 1993, especialmente en los aspectos del aumento excesivo del gasto en las entidades territoriales, la volatilidad de las transferencias y la duplicidad de funciones que se presentaba entre los departamentos y los municipios en la provisión de los bienes públicos locales.

III Disparidades regionales y descentralización

En la sección anterior se describieron los cambios más relevantes en la estructura legal de la descentralización. La pregunta que intenta responder esta sección, y que va ligada a uno de los objetivos principales de este documento, es la siguiente: ¿Cuál ha sido el efecto de la descentralización sobre las disparidades regionales?¹⁴

Como lo señalan Musgrave *et al.* (1999), las principales funciones del sector público son: la eficiencia en la asignación de los recursos, la estabilidad macroeconómica y la redistribución. La literatura sobre federalismo fiscal ha alcanzado un alto grado de consenso en el sentido que la primera función puede asignarse a los niveles más bajos de gobierno, mientras las dos últimas deberían permanecer en manos del gobierno nacional.

Con la descentralización implementada en Colombia en la década del noventa, se querían lograr dos grandes objetivos: fortalecer la legitimidad del Estado y aumentar la eficiencia en la asignación de los recursos. Se esperaba que la descentralización ayudara a legitimar el Estado mediante el aumento de la participación ciudadana en la toma de decisiones. Por su lado, la eficiencia se vería incrementada, bajo el esquema de descentralización, gracias a que los gobiernos locales serían los encargados de asignar los recursos teniendo en cuenta su conocimiento de las necesidades y preferencias de sus ciudadanos.¹⁵ Como lo indican Iregui *et al.* (2001) refiriéndose a la Constitución y sus leyes reglamentarias: "...parece que el principal objetivo fue mejorar la eficiencia del gasto público nacional delegando su ejecución en las regiones".

Así pues, con la descentralización se buscó hacer más eficiente la asignación de recursos, sin embargo, la de estabilidad macroeconómica y la de redistribución no se lograron. Con respecto a la estabilidad, varios autores señalan a la descentralización como una de las causas de la aguda crisis fiscal de Colombia en la segunda mitad de la década del noventa.¹⁶ En particular la inestabilidad ha sido atribuida a (Sánchez, 2001): (a) las transferencias como porcentajes fijos de los ICN,¹⁷ (b) la laxitud de las reglas de endeudamiento

¹⁴ Esta sección sigue de cerca a Gil *et al.* (2002) y a Armstrong *et al.* (2000).

¹⁵ Véase Oates (1972).

¹⁶ Véase Junguito *et al.* (1995), Lozano (2001), Echavarría *et al.* (2002), Sánchez (2001), Santamaría *et al.* (2001), CONFIS (2001), Lozano (2001) y Zapata *et al.* (2001), entre otros.

territorial, (c) la duplicidad de funciones y gastos en el gobierno central y en las entidades territoriales, y (d) el aumento del gasto por parte de las entidades territoriales gracias a las mayores transferencias y al endeudamiento. El efecto de las transferencias sobre la estabilidad macroeconómica fue considerable durante la década de 1990, lo cual llevó al aumento en el gasto público, a la acumulación de déficit fiscales y al aumento del endeudamiento público.

Acercas del segundo caso, el de la distribución y la equidad, Shah (1998) afirma que a este tema no se le ha dado la atención requerida en los países en vías de desarrollo a pesar de las profundas disparidades regionales existentes en ellos. El autor señala también que el tema de la equidad regional está tratado de forma implícita en el diseño de las transferencias en Colombia y en otros países como Brasil, India, México, Nigeria y Afganistán. Al respecto afirma: “Estos mecanismos combinan objetivos diversos y contradictorios en la misma fórmula y se quedan cortos en los objetivos individuales. Las fórmulas fracasan al tratar de abordar los objetivos de equidad regional debido a la falta de estándares de igualación explícitos.”¹⁸ Vale la pena señalar que en Colombia este aspecto no se ha estudiado, como sí se ha hecho generosamente con el tema de la inestabilidad macroeconómica generada por la descentralización. Este es un tema de particular relevancia y que, como mostraremos en este documento, en Colombia la descentralización se dio con un simultáneo aumento de la desigualdad inter-regional.

Así como la descentralización tiene ventajas –mayor eficiencia, legitimidad–, también tiene desventajas. La descentralización puede reducir la estabilidad económica y agravar las disparidades económicas regionales. A la primera, no nos referiremos ya que ha sido ampliamente discutida en nuestro país.¹⁹ La segunda, es decir, el efecto de la descentralización en las disparidades económicas territoriales, la comentaremos a continuación.

Con la profundización del proceso descentralizador de principios de la década de 1990 el Estado colombiano intentó mejorar la eficiencia del gasto público, pero no consideró un tema importante: garantizar que la descentralización proveyera niveles comparables de bienes públicos a los ciudada-

¹⁷ Estas proporciones fijas hacían que las transferencias presentaran dos problemas: alta volatilidad y debilitamiento del esfuerzo fiscal del gobierno central, pues todo recaudo adicional tenía que ser compartido con las entidades territoriales (Sánchez, 2001).

¹⁸ Shah (1998), p. 32, traducción de los autores.

¹⁹ Véase pie de página número .

nos, sin importar el lugar donde ellos se encontraran —equidad horizontal—; lo que se hubiera logrado con una distribución equitativa de los recursos, que asignara más recursos a las áreas de mayor atraso del país.²⁰ Como se verá en este trabajo, eso infortunadamente no sucedió.²¹

¿Cuál es la relación entre una mayor descentralización y el aumento en la desigualdad regional? El tema ha dado lugar a amplias controversias a nivel internacional. La teoría económica no arroja un resultado contundente sobre la relación entre estas dos variables.²² Por este motivo, la discusión se presenta principalmente en el terreno empírico, hallándose resultados diferentes en distintos países.

Una de las desventajas comúnmente atribuida a la descentralización es la desbalanceada distribución de los recursos entre regiones, lo cual podría generar una creciente disparidad económica entre las entidades territoriales. Varios factores podrían influir en ese resultado. El primero, es si la descentralización resulta en una distribución desigual de los recursos públicos. Según Prud'homme (1995) un sector público centralizado intentará realizar una distribución más balanceada, canalizando los recursos de las regiones ricas hacia las pobres. Sin embargo, los sistemas centralizados de gobierno podrían crear distribuciones desiguales favoreciendo regiones políticamente importantes. El segundo tema se refiere a si la centralización podría conducir a una concentración mayor de la inversión privada. Al tratar de estrechar lazos con los políticos y las administraciones, los inversionistas podrían elegir las capitales. Un tercer tema es que la descentralización puede darle a los gobiernos locales suficiente poder para promover sus propias políticas de desarrollo. Esto no sólo incluye las políticas que mejor se adaptan a las necesidades y

²⁰ El desequilibrio horizontal, o inequidad horizontal, hace referencia al desequilibrio existente entre las necesidades de gasto de una región atrasada y los ingresos que ésta puede generar en comparación con las demás regiones. De allí surge la necesidad de proveer recursos a aquellas regiones con baja capacidad fiscal y/o una alta "necesidad fiscal". La idea fundamental es asegurar que cada ciudadano tenga acceso a niveles comparables de servicios públicos, sin importar donde se encuentre, a un costo similar al que sería pagado en otro lugar del país véase Shah (1996).

²¹ En las leyes reglamentarias de la descentralización sí se incluían participaciones según niveles de pobreza y otros criterios de desigualdad, pero la diversidad de objetivos dentro de las fórmulas de asignación de recursos terminaron neutralizando el objetivo de distribución. Este mismo problema ha sido identificado por Shah (1998) en otros países en vías de desarrollo.

²² Véase Gil *et al.* (2002) y Armstrong *et al.* (2000).

preferencias locales sino también a varias formas de competencia entre los gobiernos locales. En la práctica, es muy difícil saber con certeza si estos elementos contribuyen o no a reducir las disparidades regionales.

Ambas líneas de argumentación, vinculando la descentralización (o centralismo) fiscal y el comportamiento económico pueden ser aplicadas al nivel de las disparidades regionales. Con base en la teoría de la elección pública, se podría esperar un nivel inferior de disparidades regionales en un contexto de descentralización. En primer lugar, el poder de controlar localmente la mayoría del presupuesto podría generar más competitividad entre las regiones, forzando a los gobiernos regionales a entregar los bienes públicos al mínimo costo posible, lo cual produce un aumento en la eficiencia.²³ Además, los gobiernos locales podrían ser removidos si fracasan en proveer bienestar y crecimiento económico similar al del resto del país. El poder de diseñar políticas regionales dirigidas a las necesidades locales, en un esfuerzo por elevar el empleo y la productividad, daría a los gobiernos locales el poder para alcanzar las metas económicas. Además, como en teoría el gobierno central se reduciría en tamaño, la concentración del poder político y económico alrededor de la región capital también sería menos importante.

3.1 Los programas de igualación inter-territorial y la búsqueda de la equidad horizontal

Un tema importante en la evolución de las desigualdades regionales bajo un esquema de descentralización es la existencia de un programa de igualación fiscal, y, por supuesto, su tamaño y la forma en que se distribuiría.²⁴ La idea

²³ Esto sólo es posible si los ciudadanos tienen la capacidad y el deseo de mudarse a una región donde se ofrecen bienes públicos más eficientemente.

²⁴ Algunos autores señalan que el mercado por sí sólo igualaría los recursos de las entidades territoriales y por consiguiente no habría espacio para la intervención del Estado. Este argumento está basado en el supuesto de que la población y otros recursos tienen una gran movilidad. Según esto, si la población de un país es perfectamente móvil entre regiones los diferenciales de servicios públicos no existirán debido a que la gente se puede desplazar hacia aquellas regiones que prestan mejores servicios. Sin embargo, es difícil encontrar un país con una población perfectamente móvil debido a factores como los costos de migración, el capital humano y la información imperfecta sobre calidad y cantidad de servicios en las regiones que tienen los migrantes. La falta de movilidad de la población entre regiones tiende a crear sendas de desarrollo desbalanceadas, dado que las regiones financieramente fuertes tienden a ahorrar e invertir más que aquellas financieramente débiles (Ma, 1997).

fundamental de este tipo de programas es que el gobierno nacional (o federal) hace transferencias per cápita de recursos a aquellas regiones cuyos ingresos no alcanzan un nivel medio mínimo, fijado por el Gobierno mediante una fórmula previamente establecida, para proveer un estándar mínimo de bienes públicos a sus ciudadanos. Se transfieren recursos hasta que cada región por debajo del nivel fijado alcance dicho nivel.²⁵ Así, las regiones que necesitan más recursos reciben más, mientras las que están por encima del valor estándar no reciben ninguna transferencia de este tipo, es decir, se combate la inequidad horizontal en cuanto a recursos fiscales de las regiones. Cabe anotar que la mayoría de Estados federales tienen programas formales de este tipo, mientras que en los países en vías de desarrollo aún no se han probado programas explícitos de igualación, aún cuando la igualación está implícitamente involucrada en el diseño de las transferencias en diferentes países, entre ellos Colombia.

En un sistema de descentralización existe menos riesgo de que se incrementen las diferencias económicas de las regiones si cuentan con un programa formal de igualación fiscal. Si la descentralización significa independencia fiscal, sin programas de igualación, habría poca oportunidad para que se reduzcan las disparidades económicas regionales, porque no habría un mecanismo de compensación, y las variables que determinan los niveles de competitividad probablemente divergirían. Por ejemplo, en Colombia las regiones más ricas son las que pueden recaudar más impuestos y por lo tanto tienen una mayor disponibilidad de recursos para prestar servicios sociales. En esta medida las regiones rezagadas siempre estarían en desventaja dada su reducida capacidad de aumentar el recaudo de impuesto. En estas circunstancias, las regiones pobres no podrían competir por la inversión privada con las regiones más prósperas que ofrecerían mayores ventajas a los inversionistas, como por ejemplo en infraestructura. Sin embargo, la descentralización podría generar más igualdad entre las regiones, en la medida en que exista un mecanismo de compensación y que a los gobiernos locales se les permita diseñar políticas que se ajusten mejor a sus necesidades de desarrollo.

²⁵ Versiones más sofisticadas de compensación fiscal comprenden aspectos como las necesidades fiscales (*fiscal needs*) y la capacidad fiscal. Sin embargo, este tipo de fórmulas requiere de un nivel significativo de información regional disponible y confiable. Para una propuesta sobre la estimación de las necesidades fiscales véase Sánchez *et al.* (2002). En una sección posterior se volverá sobre el tema de los programas de igualación.

Los argumentos anteriores acerca del impacto de la descentralización en las desigualdades regionales muestran las dificultades para dar una respuesta a priori a la pregunta: ¿bajo un sistema de descentralización las desigualdades regionales son mayores o menores que en un sistema centralizado de gobierno? Por ello, se necesita evaluar esta pregunta en el ámbito empírico. Por ejemplo, Tsui (1996) sostiene que la descentralización se encuentra estrechamente relacionada con el aumento de las disparidades económicas inter-regionales en China en la década de los ochenta.

En el caso de Colombia, la evidencia tiende a ser a favor de la hipótesis de que la descentralización, y en particular la forma cómo se ha implementado en el país, ha contribuido a aumentar las disparidades regionales en la última década, como veremos a continuación.

3.2. Las disparidades económicas en Colombia

A principios de la década de 1990 en Colombia se discutió ampliamente sobre la evolución en las disparidades económicas regionales. Mauricio Cárdenas argumentó que en Colombia se dio un proceso de reducción de las disparidades económicas entre los departamentos ricos y pobres entre 1960 y los primeros años de la década del 90, debido a que la tasa de crecimiento del PIB per cápita era mayor para los departamentos pobres que para los ricos —hipótesis de convergencia—.²⁶ Otros autores plantearon, por el contrario, que las disparidades regionales habían aumentado en ese periodo.²⁷

La gran mayoría de los trabajos sobre este tema utilizan principalmente las predicciones del modelo de crecimiento neoclásico que postula que las disparidades espaciales de ingresos per cápita tienden a reducirse con el paso del tiempo y, por lo tanto, la tasa de crecimiento del PIB per cápita departamental estaría inversamente relacionada con el nivel inicial de ingreso. Esta relación entre la renta inicial y su tasa de crecimiento es lo que se conoce como la hipótesis de convergencia.²⁸ En el caso de regiones dentro de un país, el modelo neoclásico de crecimiento supone movilidad perfecta de factores, competencia perfecta y funciones de producción regionales idénticas, en las

²⁶ Véase Cárdenas *et al.* (1993, 1995).

²⁷ Véase Bonet *et al.* (1999).

²⁸ Véase Barro y Sala-I-Martin (1991, 1995).

que el producto total depende de la cantidad de factores productivos y del progreso tecnológico, que se determina de manera exógena. Los factores reciben su remuneración marginal al producto y los rendimientos son decrecientes.²⁹

Para obtener estimaciones del coeficiente de convergencia se estima la siguiente regresión no lineal:

$$\frac{1}{T} \log \left[\frac{y_{i\tau}}{y_{i0}} \right] = \alpha - \frac{(1 - e^{-\beta\tau})}{T} \log(y_{i0}) + u_{i0,\tau}$$

donde α es una constante que depende de los parámetros tecnológicos del modelo, $y_{i\tau}$ es el ingreso per cápita de la región i en el periodo final y_{i0} es el ingreso per cápita en el periodo inicial para la región i . Este coeficiente β se interpreta como la velocidad a la cual las economías se desplazan de su estado inicial al estado estacionario.

Pero, ¿en la última década crecieron más rápido los ingresos de aquellas regiones pobres de lo que lo hicieron las ricas en Colombia? Para reponder a esta pregunta se debe distinguir entre dos tipos de convergencia. Estas son la convergencia β y la convergencia σ , de acuerdo con la terminología popularizada por Robert J. Barro y Xavier Sala-I-Martin.³⁰

La convergencia β se presenta cuando los ingresos per cápita de las regiones pobres crecen más rápido que los ingresos de las ricas. Ello implica una relación negativa entre la tasa de crecimiento del ingreso per cápita y el nivel de ingreso per cápita en el periodo inicial. Por su parte, la convergencia tipo σ es simplemente una medida de dispersión del ingreso per cápita entre regiones en un periodo dado de tiempo. La convergencia de este tipo ocurre cuando la dispersión del ingreso per cápita entre regiones (aunque no necesariamente entre las personas dentro de las regiones) cae a través del tiempo.

Antes de proceder a mostrar los resultados de convergencia, en el cuadro 1 se muestra el comportamiento de las diferencias regionales del PIB per cápita

²⁹ Para un análisis detallado del modelo neoclásico véase Barro *et al.* (1995).

³⁰ *Ibidem.*

en los años 1990 y 2000.³¹ La columna (a) y (c) presentan la información del PIB per cápita departamental para los años 1990 y 2000 respectivamente, mientras la columna (b) y (d) muestra el puesto obtenido por cada departamento según el PIB per cápita para cada uno de los años. Analizando las columnas (a) y (c) puede afirmarse que la diferencia entre el PIB per cápita más alto y el más bajo aumentó en 293.000 pesos (de 1994) entre 1990 y 2000, pasando de 1.629.000 pesos en 1990 a 1.868.000 pesos en 2000. A partir de estas columnas se aprecia también que los departamentos pobres en 1990 son fundamentalmente los mismos que en 2000: Chocó, Sucre, Magdalena, Cauca, Nariño y Norte de Santander; es decir, la pobreza es persistente a través del tiempo. Sólo los golpes de suerte, como el hallazgo de minerales, hicieron que el PIB per cápita departamental se moviera de los últimos lugares de la distribución a los primeros, como es el caso de los Nuevos Departamentos. Las columnas (e) y (f) muestran el PIB per cápita departamental comparado con el PIB del más rico en 1990 y 2000, respectivamente. Por ejemplo, según la columna (e) el PIB per cápita de Chocó fue tan sólo el 40% del PIB de Bogotá en 1990 —el más alto para ese año— y tan sólo el 28% del PIB de los Nuevos Departamentos³² en el 2000. Especial atención debe ponerse al cambio de proporción para cada departamento entre 1990 y 2000. Puede verse cómo, entre los diez últimos de la distribución, seis disminuyeron su proporción con respecto al más rico, mientras en la parte superior Valle del Cauca y Santander ganaron participación en montos considerables.

Las columnas (g) y (h) son una medida de ubicación relativa, pero ya no en proporción al más rico sino al PIB per cápita del departamento que se encuentra exactamente en la mitad de la distribución, en este caso el que está en la posición número trece en cada año. En este caso, departamentos como Chocó y Caquetá siguen mostrando síntomas de empobrecimiento relativo. Finalmente, se muestra en la columna (i) la tasa de crecimiento anual del PIB per cápita para cada departamento calculada como la tasa de crecimiento

³¹ La información más reciente de PIB departamental suministrada por el DANE es la correspondiente al año 2000.

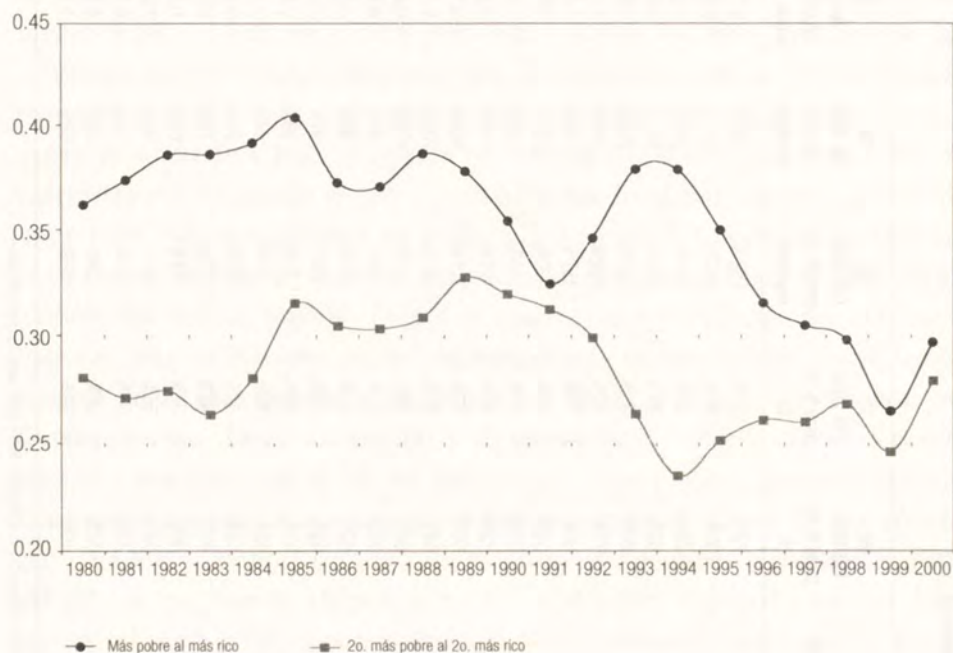
³² Bajo el nombre de Nuevos Departamentos se incluyen los departamentos de: Amazonas, Arauca, Guainía, Guaviare, Vaupés, Vichada, Casanare, Putumayo y San Andrés. Cabe anotar que el PIB per cápita de estos departamentos está bastante influenciado por la producción minera, especialmente en los casos de Arauca y Casanare. San Andrés también presenta un PIB per cápita relativamente alto dentro de este grupo.

Cuadro 1. Evolución de las disparidades en el PIB per cápita departamental
(Millones de pesos de 1994)*

Departamento	(a) PIB 1990	(b) Puesto 1990	(c) PIB 2000	(d) Puesto 2000	(e) PIB 1990 como % del 1o.	(f) PIB 2000 como % del 1o.	(g) PIB 1990 como % de mediana	(h) PIB 2000 como % mediana	(i) Tasa de crecimiento anual, 90-00
Nuevos departamentos	1,889	5	2,596	1	79%	100%	132%	186%	3,23%
Santafé de Bogotá	2,402	1	2,500	2	100%	96%	168%	179%	0,40%
Santander	1,879	6	2,229	3	78%	86%	132%	160%	1,72%
Meta	1,994	3	2,099	4	83%	81%	140%	151%	0,51%
Antioquia	1,921	4	2,098	5	80%	81%	135%	150%	0,89%
Valle del Cauca	1,739	7	2,077	6	72%	80%	122%	149%	1,79%
La Guajira	2,168	2	1,892	7	90%	73%	152%	136%	-1,35%
Cundinamarca	1,426	13	1,766	8	59%	68%	100%	127%	2,16%
Tolima	1,326	15	1,580	9	55%	61%	93%	113%	1,77%
Atlántico	1,726	8	1,559	10	72%	60%	121%	112%	-1,02%
Huila	1,445	11	1,463	11	60%	56%	101%	105%	0,12%
Caldas	1,300	16	1,400	12	54%	54%	91%	100%	0,74%
Boyacá	1,527	9	1,395	13	64%	54%	107%	100%	-0,90%
Bolívar	1,253	17	1,340	14	52%	52%	88%	96%	0,67%
Quindío	1,427	12	1,314	15	60%	51%	101%	94%	-0,89%
Risaralda	1,501	10	1,305	16	63%	50%	105%	94%	-1,39%
Cesar	1,216	18	1,293	17	51%	50%	85%	93%	0,62%
Córdoba	1,016	20	1,281	18	42%	49%	71%	92%	2,35%
Caquetá	1,395	14	1,264	19	58%	49%	98%	91%	-0,98%
Norte de Santander	1,085	19	1,029	20	45%	40%	76%	74%	0,52%
Cauca	0,874	22	0,951	21	36%	37%	61%	68%	0,85%
Magdalena	0,815	23	0,926	22	34%	36%	57%	66%	1,29%
Sucre	1,797	24	0,790	23	33%	30%	56%	57%	-0,08%
Nariño	0,773	25	0,776	24	32%	30%	54%	56%	0,03%
Chocó	0,965	21	0,728	25	40%	28%	68%	52%	-2,78%

* Cuadro organizado por la columna (c) en orden descendente. La columna (i) se calcula como la tasa anual de crecimiento entre dos puntos en el tiempo, 1990 y 2000, para cada departamento.
FUENTE: Cálculos de los autores con base en información del DANE.

Gráfico 1. Relación PIB per cápita del departamento más pobre y más rico, y relación PIB per cápita del segundo más pobre y el segundo más rico, 1980-2000 (%)



Nota: Las curvas se calculan para cada año como: $\frac{PIB_{pc} \text{ del más rico}_t}{PIB_{pc} \text{ del más pobre}_t}$ y $\frac{PIB_{pc} \text{ del 2do. más rico}_t}{PIB_{pc} \text{ del 2do. más pobre}_t}$

FUENTE: Cálculo de los autores con base en información del DANE

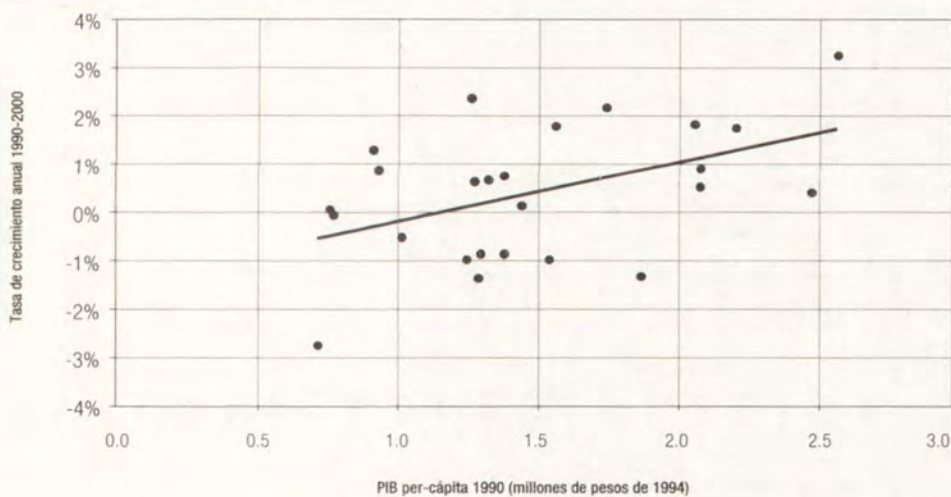
anual entre dos puntos en el tiempo, 1990 y 2000. En esta columna se aprecia que los departamentos que menos crecieron están ubicados en la parte inferior del cuadro, salvo contadas excepciones como Magdalena y Córdoba. Nueve departamentos presentaron tasas de crecimiento negativas en el periodo 1990-2000. Llamam la atención los departamentos de Chocó (-2,78%), Risaralda (-1,39%), Atlántico (-1,02%) y La Guajira (-1,35%).³³

³³ Vale la pena mencionar que el departamento de La Guajira fue el departamento que más creció en la década de los ochenta con una tasa de crecimiento anual de 12,42% entre 1980 y 1990. Su PIB per cápita en pesos de 1994 pasó de 672.000 pesos en 1980 a 2.168.000 en 1990. Entre 1980 y 2000, La Guajira tuvo un crecimiento anual de 5,31% debido al decrecimiento de la década del noventa.

Adicionalmente, el gráfico 1 muestra dos medidas de ingreso relativo en el periodo 1980-2000. La primera es la proporción del PIB per cápita del departamento más pobre al PIB del más rico y la segunda es el PIB per cápita del segundo departamento más pobre al PIB per cápita del segundo departamento más rico. Esta última medida trata de aislar los efectos de diferencias exageradas en los extremos de la distribución. En términos generales, este gráfico muestra un comportamiento estable durante la década del ochenta con caídas pronunciadas a principios de la década del noventa y con una leve recuperación al final de ésta última.

En el caso de la convergencia β , el gráfico 2 muestra la relación existente entre el PIB per cápita al principio del periodo, 1990, y la tasa de crecimiento anual del PIB per cápita entre 1990 y 2000. Si existiera convergencia tipo β , es decir, si el PIB per cápita de los departamentos pobres creciera a una tasa mayor que el PIB per cápita de los ricos, la relación existente entre el PIB per cápita en el inicio del periodo y la tasa de crecimiento anual sería negativa. Pero, en este caso, en el periodo 1990-2000, esa no es la situación. Por el contrario, la relación es positiva. Por lo tanto, los departamentos de mayor PIB

Gráfico 2. Tasa de crecimiento anual del PIB per cápita 1990-2000 y PIB per cápita 1990 (Convergencia β)*



* Aunque el periodo de análisis es corto, la evidencia muestra que durante la década los niveles de ingreso per cápita tendieron a diverger.
FUENTE: Cálculos de los autores con base en información del DANE.

per cápita en 1990 crecieron en promedio a tasas superiores a las que crecieron los departamentos que tenían un PIB per cápita menor al inicio del periodo, o en otras palabras, sus niveles de ingreso están divergiendo.

En síntesis, a partir del gráfico 2 es claro que no existió convergencia en el ingreso per cápita de los departamentos en la década del noventa, es decir, no existió convergencia tipo β .

Una de las medidas más utilizadas para el análisis de las disparidades en la literatura económica es la desviación del logaritmo del PIB per cápita departamental, conocida como análisis de convergencia σ . Si la desviación decrece a medida que transcurre el tiempo, se puede afirmar que las disparidades regionales de ingresos se han ido reduciendo, pero si aumenta se podría afirmar que las disparidades han aumentado. El análisis de este tipo de convergencia, tipo σ , debería en principio arrojar los mismos resultados de la

Gráfico 3. Desviación estándar del logaritmo del PIB per cápita (Convergencia σ)*



* En el gráfico se muestra el cálculo de la desviación sin y con el PIB per cápita de los nuevos departamentos para tratar de aislar el efecto que han tenido las regalías pagadas a los departamentos petroleros, en especial a Arauca y Casanare.

FUENTE: Cálculo de los autores con base en información del DANE.

convergencia β ya que la convergencia β es necesaria, aunque no suficiente, para que exista convergencia σ . En este caso la convergencia tipo σ no debería existir dado que no se presenta la convergencia β , o lo que es lo mismo la desviación del PIB per cápita entre regiones debería aumentar, o por lo menos no disminuir, a través del periodo analizado. El gráfico 3 muestra la evolución de dicha desviación para los departamentos de Colombia.

Como se puede observar en el gráfico 3, en el periodo analizado, 1990-2000, no se puede hablar de convergencia σ en los niveles de ingreso per cápita de los departamentos de Colombia. En otras palabras, las disparidades regionales en vez de irse reduciendo han tendido a aumentar durante la última década, es decir, en el periodo en el cual se aceleró la descentralización. Bajo los dos tipos de convergencia la conclusión es la misma: las disparidades tendieron a aumentar en la década del noventa o por lo menos no disminuyeron. Dentro de las explicaciones de este fenómeno, se pueden mencionar, entre otros factores, algunos tipos de transferencias como las de regalías y otras, como las propias transferencias ordenadas por ley. También es claro que la descentralización no contribuyó de forma contundente a reducir las disparidades regionales como se pensó que sucedería cuando se redactaron los artículos 356 y 357 de la Constitución de 1991.³⁴

3.3 Las disparidades en la distribución de los recursos de la descentralización

Adicional al resultado de disparidad económica en el ingreso, mostrado en la sección anterior, en esta sección se presentan algunos resultados de las disposiciones legales que profundizaron la descentralización, especialmente de la Ley 60 de 1993. El análisis se realiza con la información consolidada por región, es decir, la información de los gobiernos centrales municipales pertenecientes a la región más la información de los gobiernos centrales departamentales. La información utilizada corresponde a la base de datos suministrada por la Dirección General de Apoyo Fiscal del Ministerio de Hacienda, que abarca una muestra de 804 municipios del país. Esta base de datos se elaboró con información proveniente de la Contraloría General de la República y fue la usada por la Misión de Ingreso.

³⁴ Véase Bonet y Meisel (1993) acerca de las expectativas en torno a la expedición de la Ley 60 de 1993 y su efecto sobre la distribución equitativa de recursos.

En primer lugar, se muestra la evolución de los ingresos totales, y per cápita, consolidados por regiones desde 1984 hasta 2000.³⁵ Véanse gráfico 4 y gráfico 5, respectivamente. Los ingresos totales están compuestos por los ingresos tributarios, los no tributarios, las transferencias y los ingresos de capital. En el gráfico 5, puede verse cómo los ingresos totales regionales aumentaron lentamente en la década del ochenta para luego aumentar a una tasa mayor en los primeros años de la década del noventa. Llama la atención el aumento de los ingresos de Bogotá, la región Central-Sur y la Central Occidente, mientras la región Pacífica y la Caribe tuvieron un crecimiento lento que, a finales de la década del noventa, las ubicó como las de menores ingresos totales per cápita. Puede decirse entonces que en la década del noventa aumentaron las disparidades en cuanto a disponibilidad de recursos per cápita para funcionamiento y gasto en servicios sociales. Adicionalmente, en el anexo 2 se encuentran los mismos gráficos pero con información municipal solamente.

Al observar los ingresos totales no podemos más que darnos una idea de quiénes son los que tienen mayores y quiénes menores ingresos. Pero ¿en qué componente de dichos ingresos se encuentran las mayores disparidades entre las regiones? A continuación se mostrarán gráficas de los componentes de los ingresos para poder responder la pregunta anterior.

En el gráfico 6 y el gráfico 7 se muestran los ingresos corrientes total y per cápita respectivamente, consolidados por regiones.³⁶ En el primero se puede observar que la región con mayor nivel de ingresos corrientes es la Central-Occidente, seguido por la Caribe, la Pacífica, la Central-Sur y Bogotá. También se puede ver cómo la región Caribe y la Central-Sur han experimentado el mayor crecimiento durante la década del noventa. Las de menores ingresos corrientes son las regiones de Nuevos y la Central-Norte. En términos per

³⁵ Las regiones son las siguientes: 1) Caribe: Atlántico, Bolívar, Cesar, Córdoba, Guajira, Magdalena y Sucre; 2) Central-Occidente: Antioquia, Caldas, Quindío y Risaralda; 3) Central-Sur: Cundinamarca, Huila y Tolima; 4) Bogotá; 5) Central-Norte: Boyacá, Norte de Santander y Santander; 6) Pacífica: Cauca, Chocó, Nariño y Valle; 7) Nuevos: Amazonas, Arauca, Caquetá, Casanare, Guainía, Guaviare, Putumayo, San Andrés, Vaupés y Vichada. Véase anexo 1.

³⁶ Según la organización de la base de datos, los ingresos corrientes son los correspondientes a los ingresos tributarios más los no tributarios.

cápita, el gráfico 7 muestra cómo los Nuevos departamentos se convierten en los de mayor ingreso corriente, debido a su poca población, mientras la región Caribe y la Pacífica resultan siendo las de menor ingreso per cápita en los noventa, como se observa en el gráfico de ingresos totales per cápita.

En el gráfico 8 y gráfico 9 se presentan los ingresos tributarios totales y per cápita, respectivamente.³⁷ En estos gráficos, pero especialmente en el segundo, puede verse como las disparidades regionales están asociadas a los ingresos tributarios recaudados a través de los impuestos locales. En este sentido es muy importante señalar que la estructura económica de cada región juega un papel decisivo en los impuestos que un ente territorial está en capacidad de recaudar. No es lo mismo recaudar impuestos en economías locales con un alto componente industrial a recaudarlos en regiones agrícolas o altamente informales. Así mismo, no se pueden esperar esfuerzos fiscales comparables entre regiones económicamente ricas y pobres. Como lo muestra Cadena (2002), los municipios sí han hecho un esfuerzo fiscal durante el periodo de descentralización de los noventa, es decir, no han mostrado pereza fiscal y el problema parece que está, más bien, en la base gravable de los municipios.

Se debe enfatizar que hacer un buen esfuerzo fiscal en ciudades como Bogotá, Medellín o Cali no es lo mismo que hacerlo en Cúcuta, Sincelejo o Quibdó. En cierto sentido es más fácil aumentar el recaudo de impuestos en las primeras, dada la estructura económica, el dinamismo económico y el nivel de ingreso de sus habitantes. Adicionalmente, en economías con mayor informalidad, el recaudo de impuestos, en especial, el de industria y comercio es más difícil de aumentar.

Un caso especial en el aumento de los ingresos tributarios es el que presenta Bogotá entre los años 1993 y 1994. Ese aumento del recaudo ocurrió en gran parte debido a que en 1993 el Gobierno Nacional decretó el Estatuto Orgánico para la ciudad. Dentro de los aspectos más representativos de dicho estatuto estaba: el autoavalúo como mecanismo para la liquidación del predial unificado, la declaración bimensual del impuesto de industria y comercio, y el cobro de valorización por beneficio general, además de amplias facultades de fiscalización y control en materia tributaria. También se inició la coordinación y uso del sistema bancario para el recaudo de impuestos.

³⁷ Véase mapa 2.

Todas estas normas y mecanismos le ayudaron a la ciudad a incrementar su recaudo de impuestos.

En el gráfico 10 se muestra la participación regional en los ingresos tributarios y la participación en el PIB nacional. Si las regiones se ubican cerca de la línea de 45 grados es porque su participación en los ingresos tributarios locales es aproximadamente igual a su participación en el PIB nacional. Como se puede apreciar, la región Central-Sur ha disminuido su participación en los ingresos tributarios mientras ha aumentado levemente su participación en el PIB. La posición del Caribe en el gráfico se ha mantenido casi inalterada. La región Central-Occidente ha disminuido su proporción de ingresos tributarios pero mantuvo su participación en el PIB. Por último, en el caso de Bogotá, ésta se ha desplazado de la parte inferior del gráfico a la parte superior, es decir, ha disminuido su participación en el PIB mientras aumentó su aporte de ingresos tributarios, lo que refleja nuevamente el esfuerzo fiscal realizado por Bogotá en la década del noventa. (El gráfico 11 tiene la misma interpretación pero con un criterio de participación en la población total).

Gráfico 4. Ingresos totales consolidado regional, 1984 – 2000
(Miles de millones de pesos de 2000)*

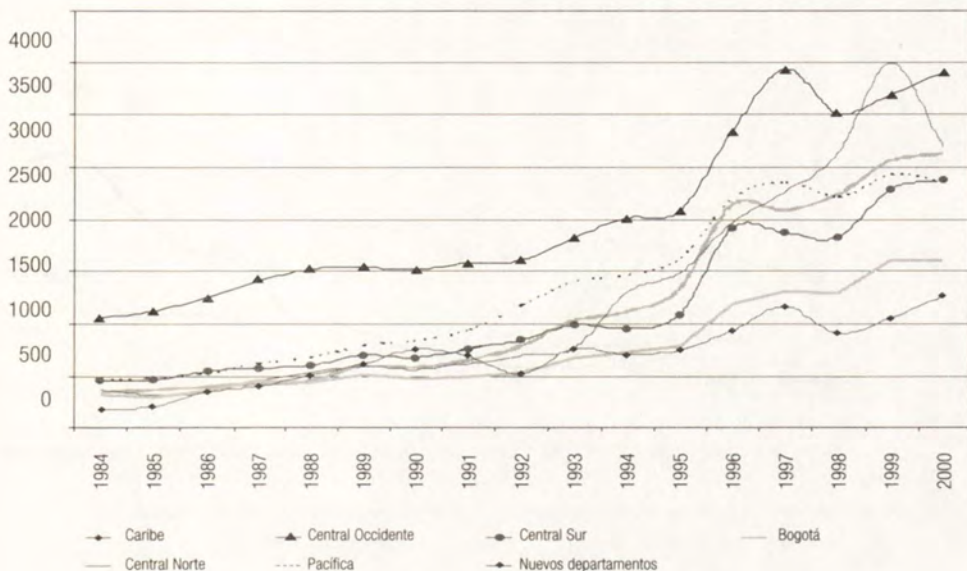
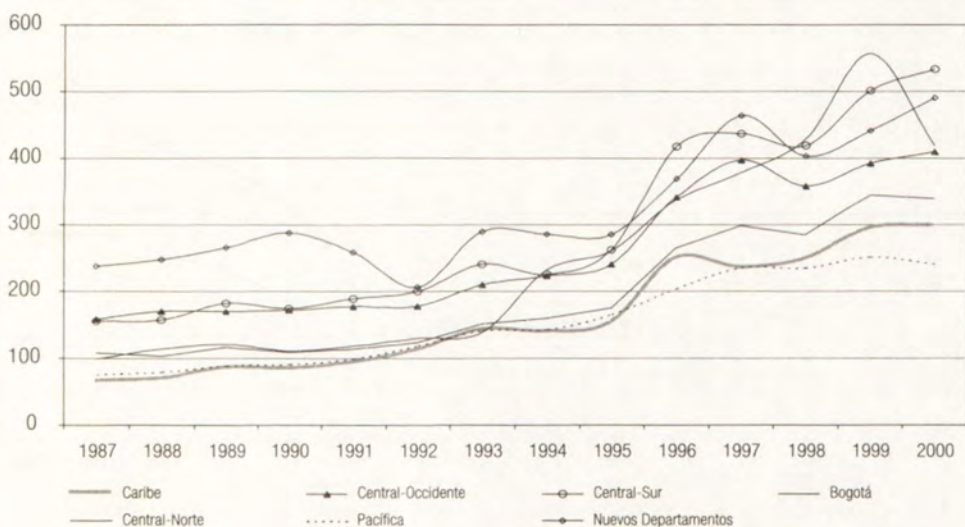


Gráfico 5. Ingresos totales per cápita consolidado regional, 1987 – 2000
(Miles de pesos de 2000)*



* Los ingresos totales consolidados por región corresponden a la suma de los ingresos totales de los gobiernos centrales departamentales de la región y de los ingresos totales del gobierno central municipal de cada municipio de la región. Los ingresos totales incluyen: ingresos corrientes, ingresos por transferencias e ingresos de capital.

FUENTE: Ministerio de Hacienda, Dirección de Apoyo Fiscal – Contraloría General de la República y cálculos de los autores.

Gráfico 6. Ingresos corrientes consolidado regional, 1984 – 2000
(Miles de millones de pesos de 2000)*

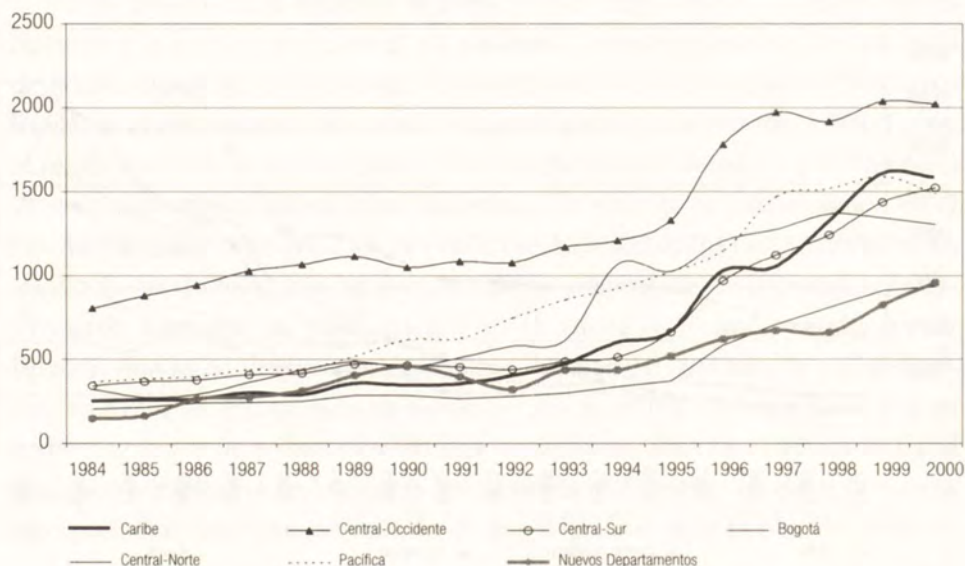
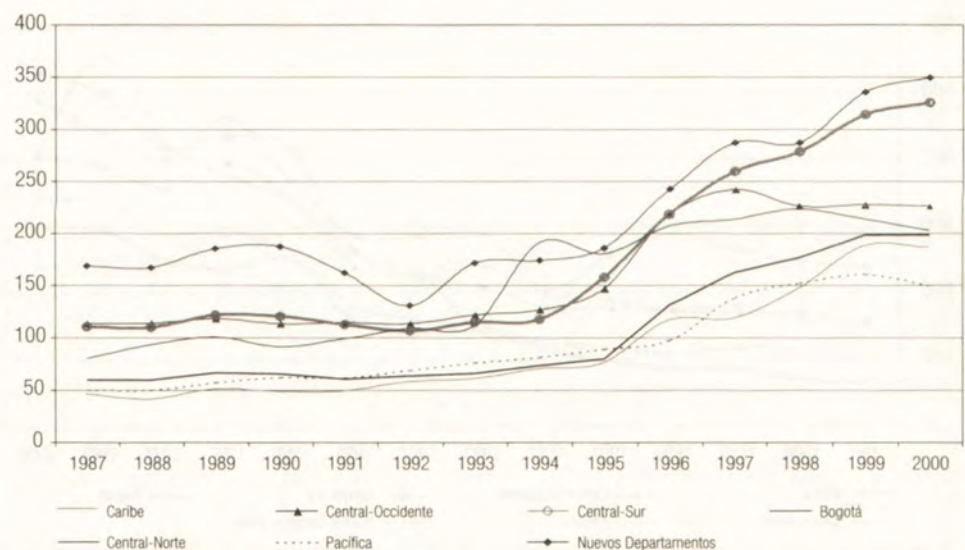


Gráfico 7. Ingresos corrientes per cápita consolidado regional, 1987 – 2000
(Miles de pesos de 2000)*



* Los ingresos corrientes consolidados por región corresponden a la suma de los ingresos corrientes de los gobiernos centrales departamentales de la región y de los ingresos corrientes del gobierno central municipal de cada municipio de la región. Los ingresos corrientes incluyen: ingresos tributarios y no tributarios. FUENTE: Ministerio de Hacienda, Dirección de Apoyo Fiscal – Contraloría General de la República y cálculos de los autores.

Gráfico 8. Ingresos tributarios consolidado regional, 1984 – 2000
(Miles de millones de pesos de 2000)*

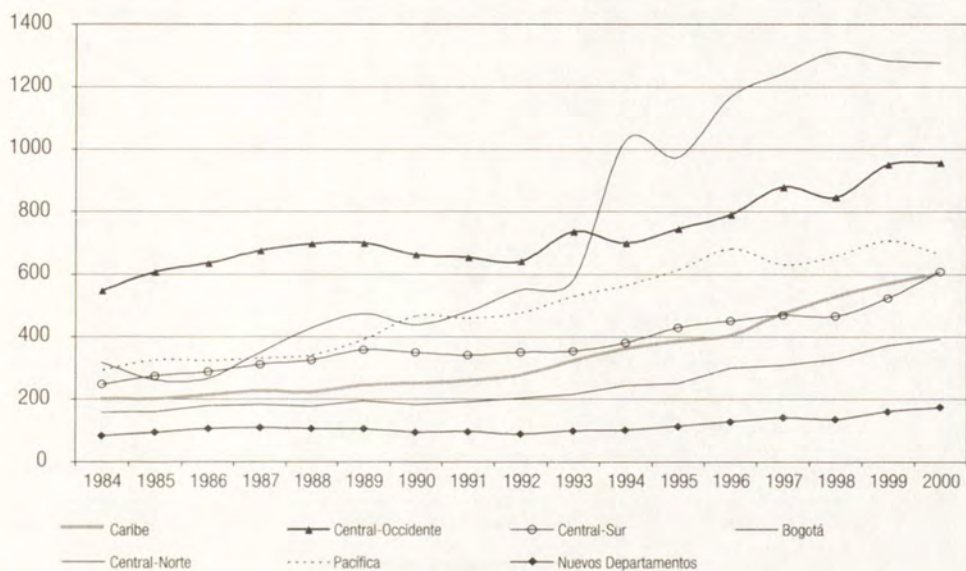
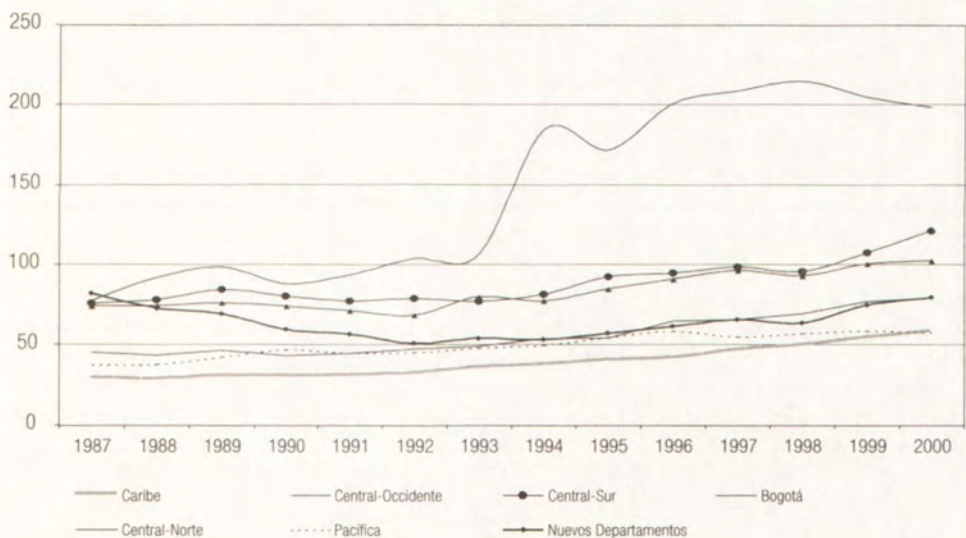


Gráfico 9. Ingresos tributarios per cápita consolidado regional, 1987 – 2000
(Miles de pesos de 2000)*



* Los ingresos tributarios consolidados por región corresponden a la suma de los ingresos tributarios de los gobiernos centrales departamentales de la región y de los ingresos tributarios del gobierno central municipal de cada municipio de la región.

FUENTE: Ministerio de Hacienda, Dirección de Apoyo Fiscal – Contraloría General de la República y cálculos de los autores.

Gráfico 10. Participación del consolidado por regiones en los ingresos tributarios y participación regional en el PIB nacional, 1984 – 1999*

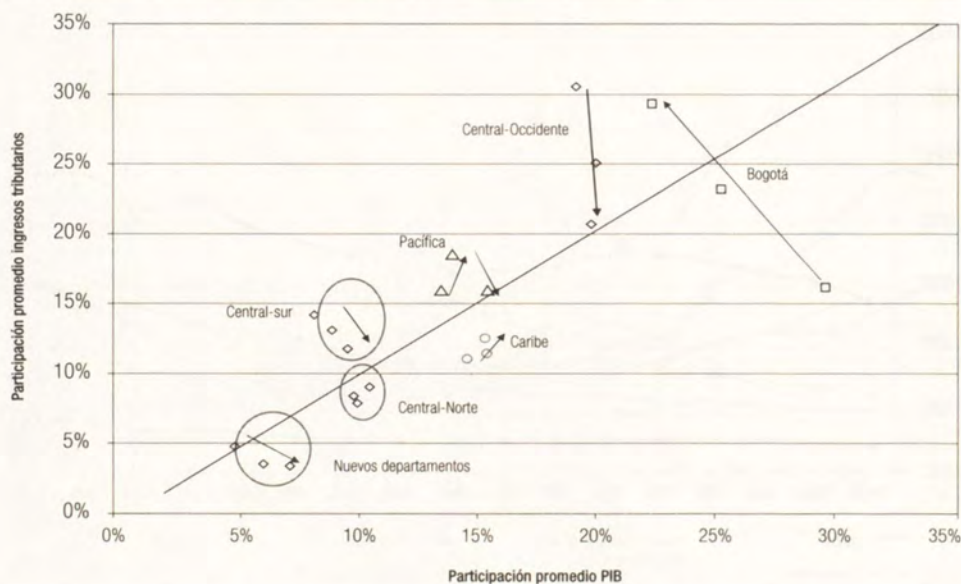
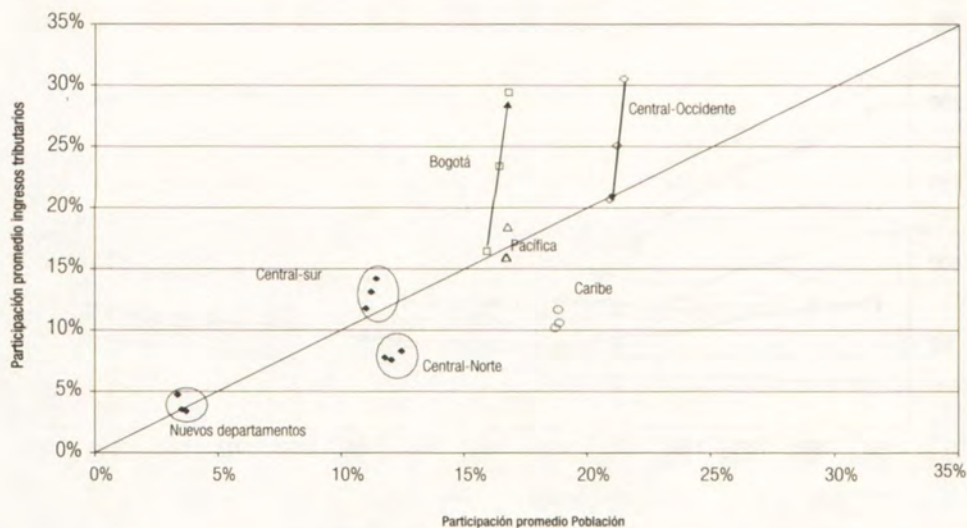


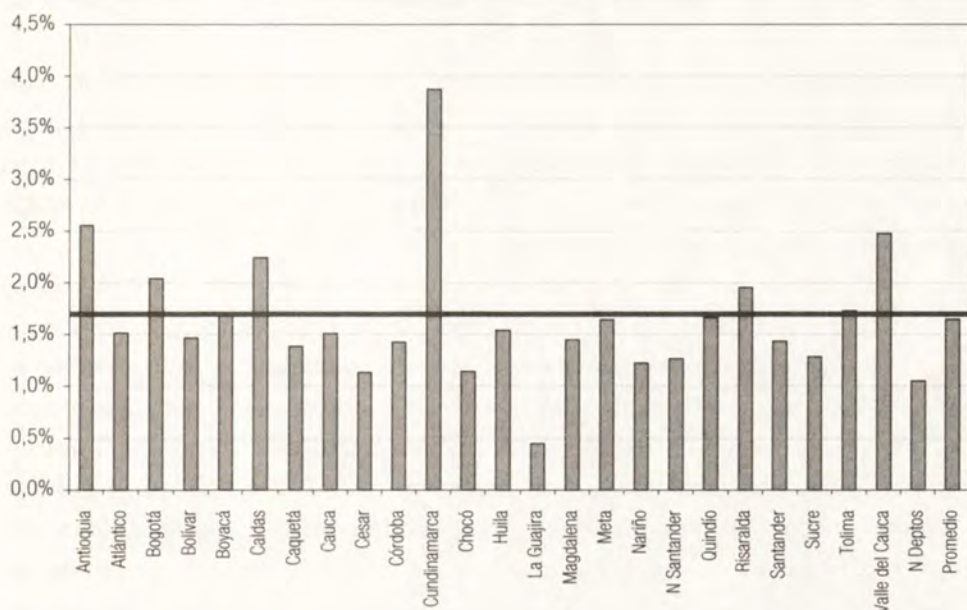
Gráfico 11. Participación del consolidado por regiones en los ingresos tributarios y participación regional de la población, 1984 – 2000*



* Los ingresos tributarios consolidados por región corresponden a la suma de los ingresos tributarios de los gobiernos centrales departamentales de la región y de los ingresos tributarios del gobierno central municipal de cada municipio de la región.

FUENTE: Ministerio de Hacienda, Dirección de Apoyo Fiscal – Contraloría General de la República y cálculos de los autores.

**Gráfico 12. Ingresos tributarios como proporción del PIB departamental
(promedio 1984-1999)**



* Los ingresos tributarios consolidados por región corresponden a la suma de los ingresos tributarios de los gobiernos centrales departamentales de la región y de los ingresos tributarios del gobierno central municipal de cada municipio de la región.

FUENTE: Ministerio de Hacienda, Dirección de Apoyo Fiscal – Contraloría General de la República, DANE y cálculos de los autores.

En el gráfico 12 se presentan los ingresos tributarios como proporción del PIB departamental. Este gráfico muestra lo que se afirmaba anteriormente, en el sentido de que las economías departamentales más diversificadas, en especial con una mayor base industrial, y de mayores ingresos, son las que tienen mayor participación de los recaudos locales como proporción del PIB. Así, estos departamentos enfrentan menos restricciones en el uso que le pueden dar a sus ingresos propios comparados con aquellos departamentos que dependen en gran medida de las transferencias (condicionadas) de la Nación. Al parecer no es que estos últimos adolezcan de pereza fiscal, sino más bien que sus estructuras productivas y su nivel de ingresos no les permite hacer esfuerzos fiscales de la magnitud de los que puede hacer una región rica como Bogotá o el Valle del Cauca. En el mismo gráfico puede verse que los que presentan la menor proporción de ingresos tributarios sobre PIB son los departamentos pobres como Guajira, Sucre, Nariño, Cesar, Chocó y los Nuevos departamentos, en términos generales las regiones Pacífica y Caribe.

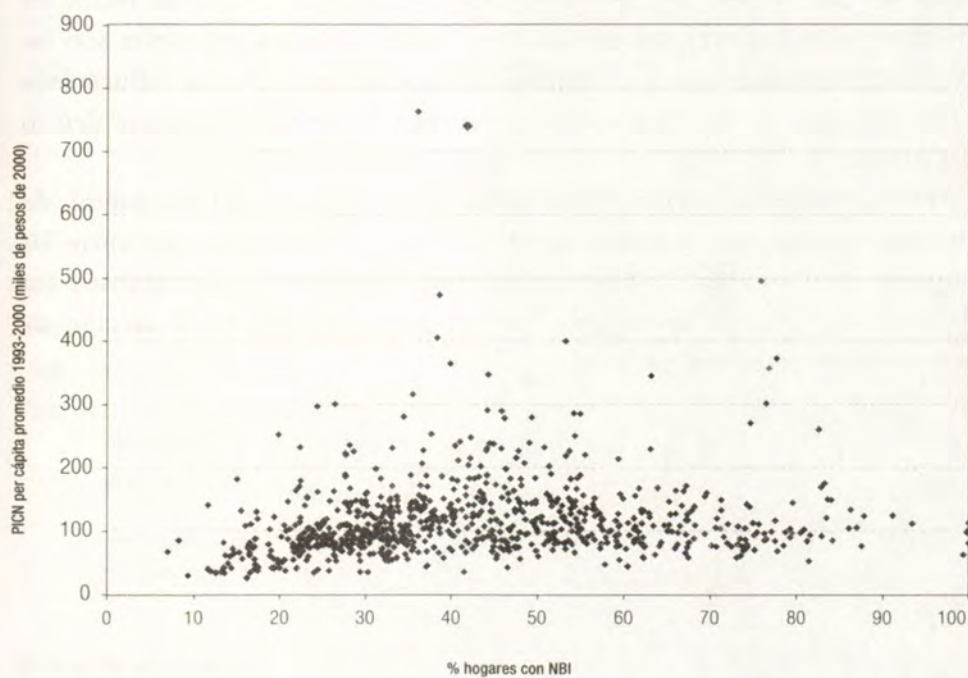
En síntesis, los recursos de libre destinación están concentrados en el Centro del país (zonas ricas). Como se ve, estos ingresos son los que generan las disparidades fiscales regionales. En el mapa 2 se puede ver cómo las regiones de menos ingresos tributarios son las más pobres: gran parte del Pacífico y la mayor parte del Caribe. También puede apreciarse cómo las regiones con economías más dinámicas, que son las que están en el centro de país, son las que tienen mayores recaudos tributarios per cápita. Las regiones que reciben regalías como Guajira, Casanare y Arauca entre otros, presentan los recaudos per cápita más bajos del país.

En el caso de las transferencias la situación es la siguiente.³⁸ En el gráfico 13, donde se muestran las participaciones promedio per cápita de los municipios en los ingresos corrientes de la Nación contra una el índice de Necesidades Básicas Insatisfechas –NBI– en el periodo 1993 a 2000, se puede notar que la relación entre estas dos variables es casi inexistente. Si el objetivo de dichas participaciones, y en particular si la Ley 60 de 1993 hubiese tenido en forma clara un objetivo de equidad horizontal, en el sentido de dar más recursos a los municipios donde se concentra la pobreza, la pendiente de dicha recta sería significativamente más pronunciada y positiva. Además, las reformas que modificaron los artículos 356 y 357 y la Ley 715 de 2000 parecen tener el mismo problema de la falta de “objetivos explícitos” en cuanto a la equidad debido a lo que los economistas llaman “path dependence”, es decir, la situación se encuentra determinado por un patrón de distribución similar al que se venía dando antes de la reforma. En esta gráfica se puede apreciar que los ingresos municipales per cápita no se dirigieron hacia las poblaciones con mayor necesidad de recursos del Estado. Por esto, consideramos que el sistema de transferencias debe actuar de forma tal que se igualen las condiciones fiscales, en términos de los ingresos con que cuentan, de los entes territoriales una vez se tienen en cuenta los ingresos tributarios propios, dado que allí se presenta gran parte de las inequidades en esta materia. Sobre este punto se volverá en la siguiente sección.

En el gráfico 14 y en el gráfico 15 se muestran las transferencias por consolidados regionales en valores totales y per cápita respectivamente. Hay que recordar que dentro de este rubro de transferencias se incluyen las transferencias por regalías y por fondos de cofinanciación entre otros. En términos

³⁸ Véase la situación departamental en el mapa 3.

Gráfico 13. Participación municipal promedio per cápita 1993-2000 en los Ingresos Corrientes de la Nación y porcentaje municipal de hogares con NBI en 1993



FUENTE: Ministerio de Hacienda, Dirección de Apoyo Fiscal – Contraloría General de la República, DANE y cálculos de los autores.

per cápita puede verse cómo a partir de la entrada en vigencia de la Ley 60 de 1993 las transferencias empiezan a crecer a un ritmo mayor de lo que venían haciéndolo en los años anteriores. A su vez, se puede observar como en términos per cápita, Bogotá y la Región Pacífica reciben los menores ingresos por transferencias mientras los más altos los reciben los Nuevos Departamentos, debido a las regalías y a la baja densidad poblacional, y la región Central-Sur. Como se puede ver en el mapa 3, el sistema de transferencias no ha sido capaz de solucionar el problema de las disparidades regionales y, particularmente en el caso de las regalías transferidas a los municipios y departamentos, parece haberlas aumentado. Como se ve en el mapa 4, las regalías son uno de los factores que más incidencia tiene en la redistribución territorial inequitativa de recursos en Colombia.

Por último, presentamos los gráficos correspondientes a los ingresos por transferencias sumados a los de ingresos tributarios. (Véase gráfico 16, gráfico 17 y mapa 5). En ellos puede corroborarse cómo los recursos per cápita que

reciben las regiones más pobres, Caribe y Pacífica, son los más bajos del país. Bogotá aparece con los niveles más altos de estos ingresos per cápita, ya que mediante su recaudo de impuestos supera con creces lo que no recibe en transferencias. Las regiones que más reciben en términos per cápita son los Nuevos Departamentos y la región Central-Sur, ésta última influenciada probablemente por la presencia del departamento de Cundinamarca dentro del grupo.

Hasta este punto hemos revisado la profunda inequidad horizontal, de recursos fiscales para la prestación de servicios sociales, existente entre las regiones de Colombia. La pregunta ahora es ¿qué hacer para combatir esa desigual distribución de recursos por descentralización? En la sección siguiente abordamos esta pregunta.

Gráfico 14. Ingresos por transferencias consolidado regional, 1984 – 2000
(Miles de millones de pesos de 2000)*

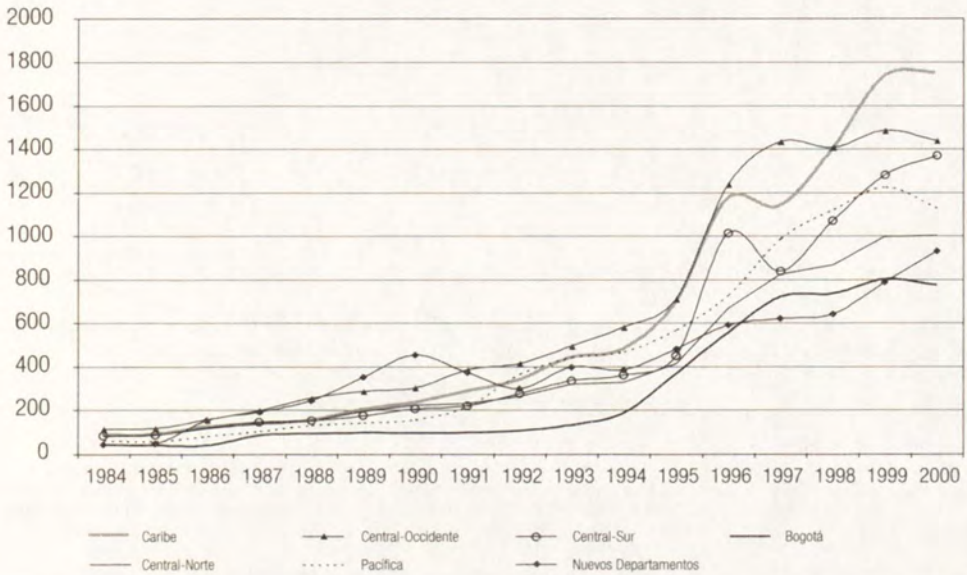
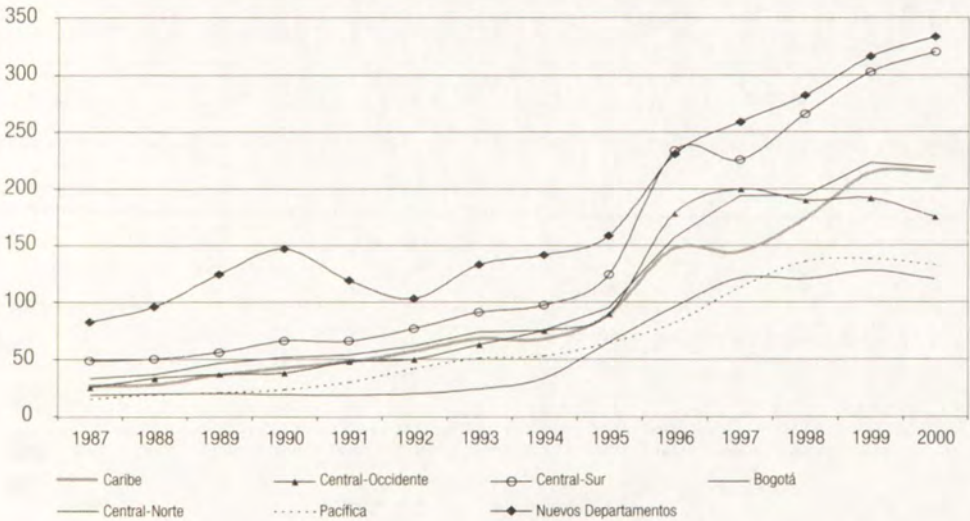


Gráfico 15. Ingresos por transferencias per cápita consolidado regional, 1987 – 2000
(Miles de pesos de 2000)*



* Los ingresos por transferencias consolidados por región corresponden a la suma de los ingresos por transferencias de los gobiernos centrales departamentales de la región y de los ingresos por transferencias del gobierno central municipal de cada municipio de la región. Los ingresos por transferencias incluyen: regalías y cofinanciación entre otros.

FUENTE: Ministerio de Hacienda, Dirección de Apoyo Fiscal – Contraloría General de la República y cálculos de los autores.

Gráfico 16. Ingresos por transferencias más ingresos tributarios consolidado regional, 1984 – 2000
(Miles de millones de pesos de 2000)*

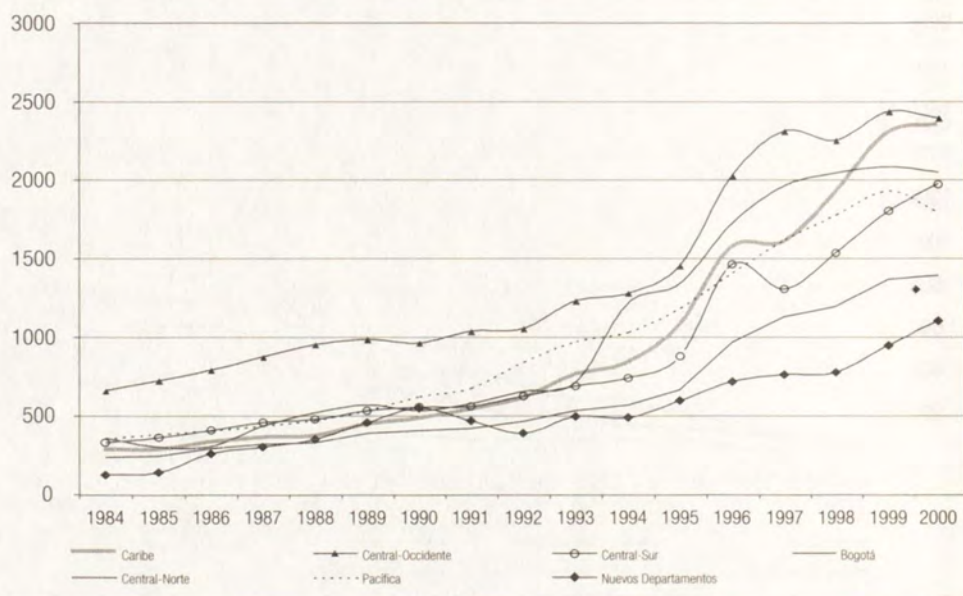
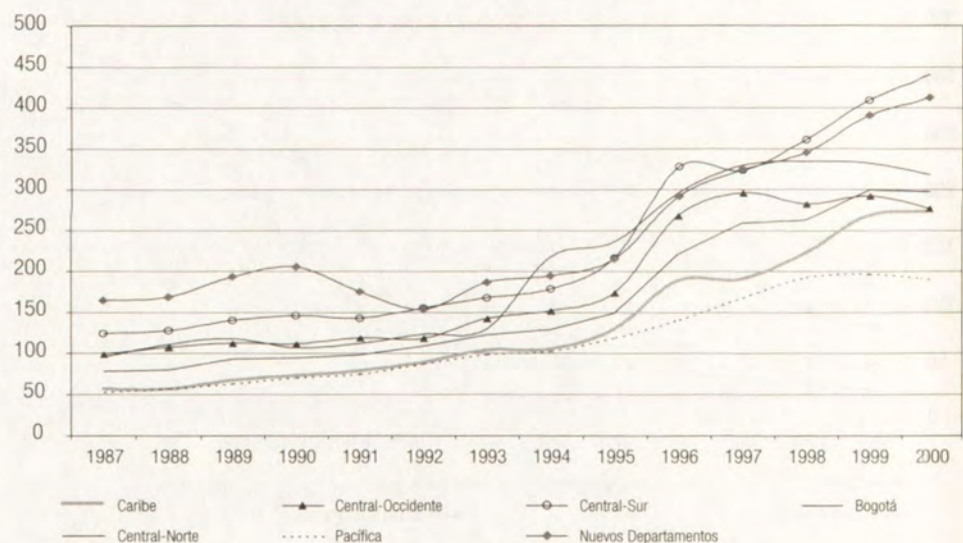
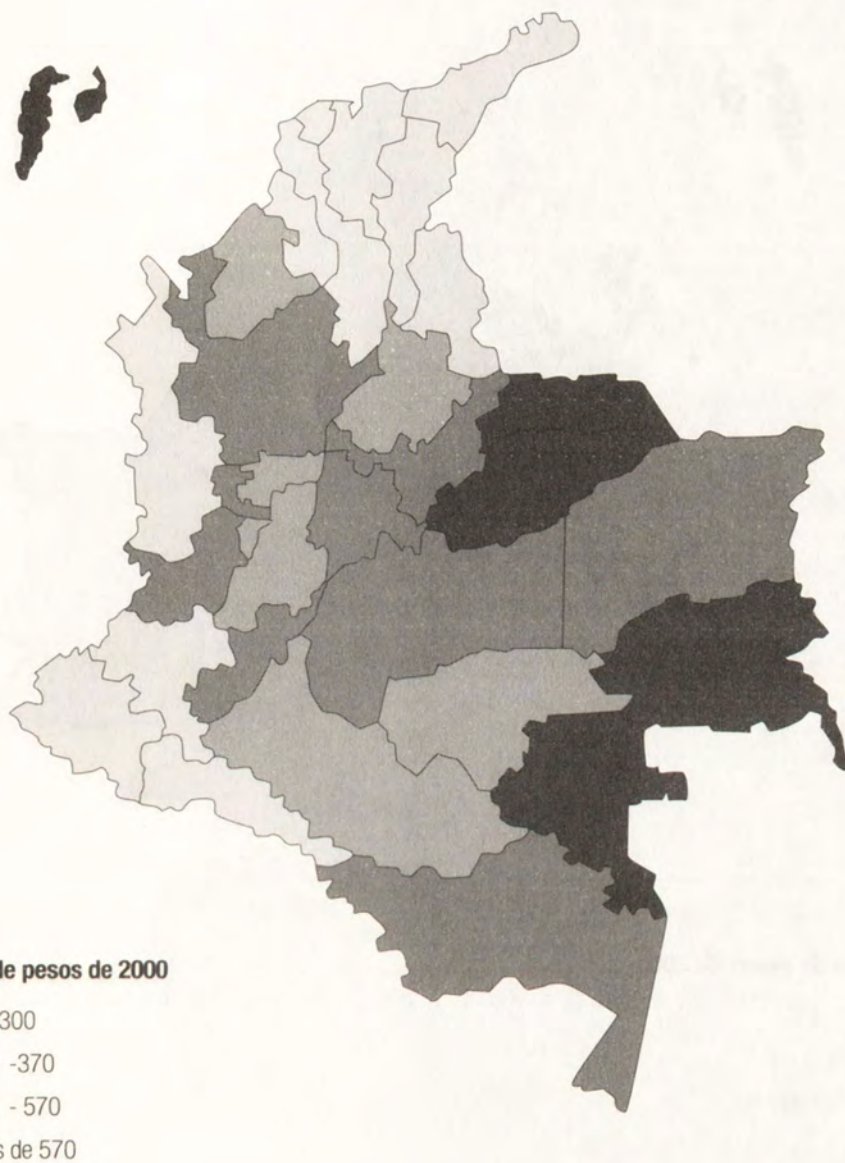


Gráfico 17. Ingresos por transferencias más ingresos tributarios per cápita consolidado regional, 1987 – 2000
(Miles de pesos de 2000)*



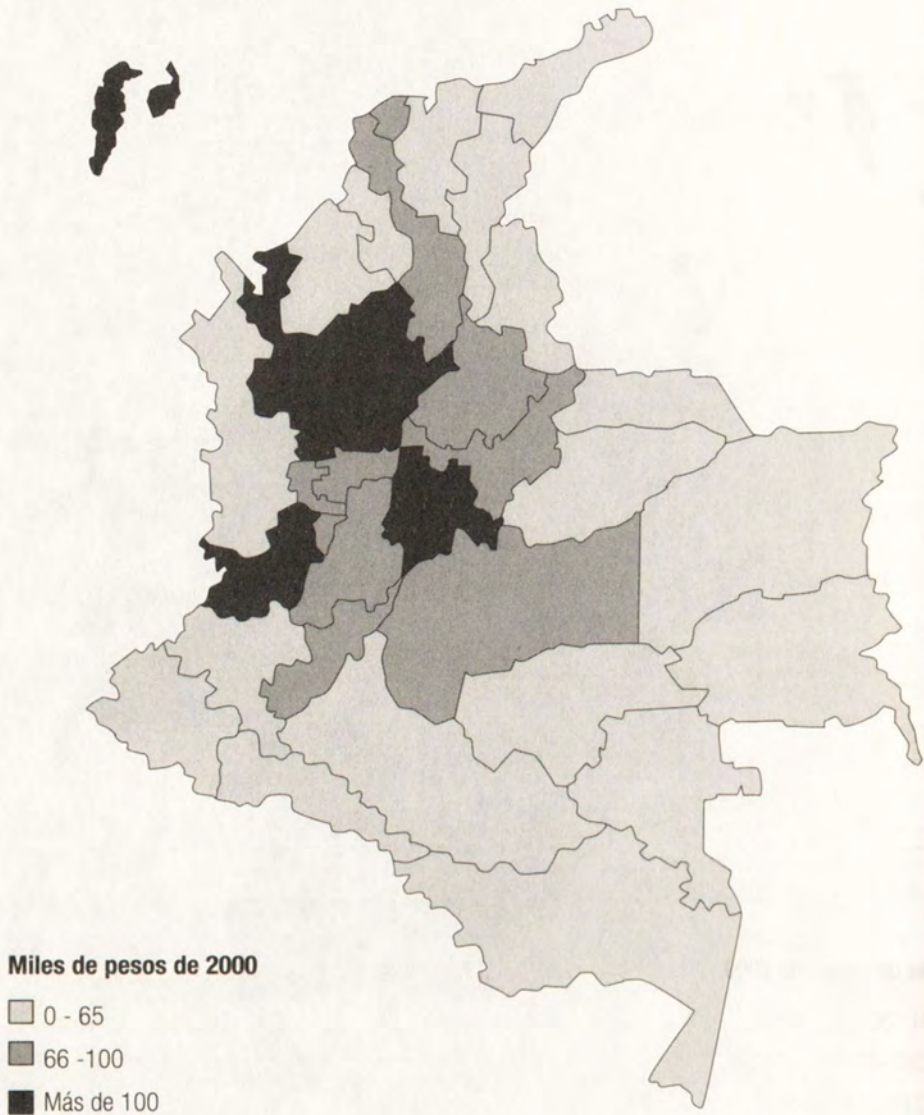
* Los ingresos tributarios y transferencias consolidados por región corresponden a la suma de los ingresos tributarios más transferencias de los gobiernos centrales departamentales de la región y de los ingresos tributarios más transferencias del gobierno central municipal de cada municipio de la región.
FUENTE: Ministerio de Hacienda, Dirección de Apoyo Fiscal – Contraloría General de la República y cálculos de los autores.

Mapa 1. Ingresos totales per cápita departamental promedio 1996-2000
(Miles de pesos de 2000)*



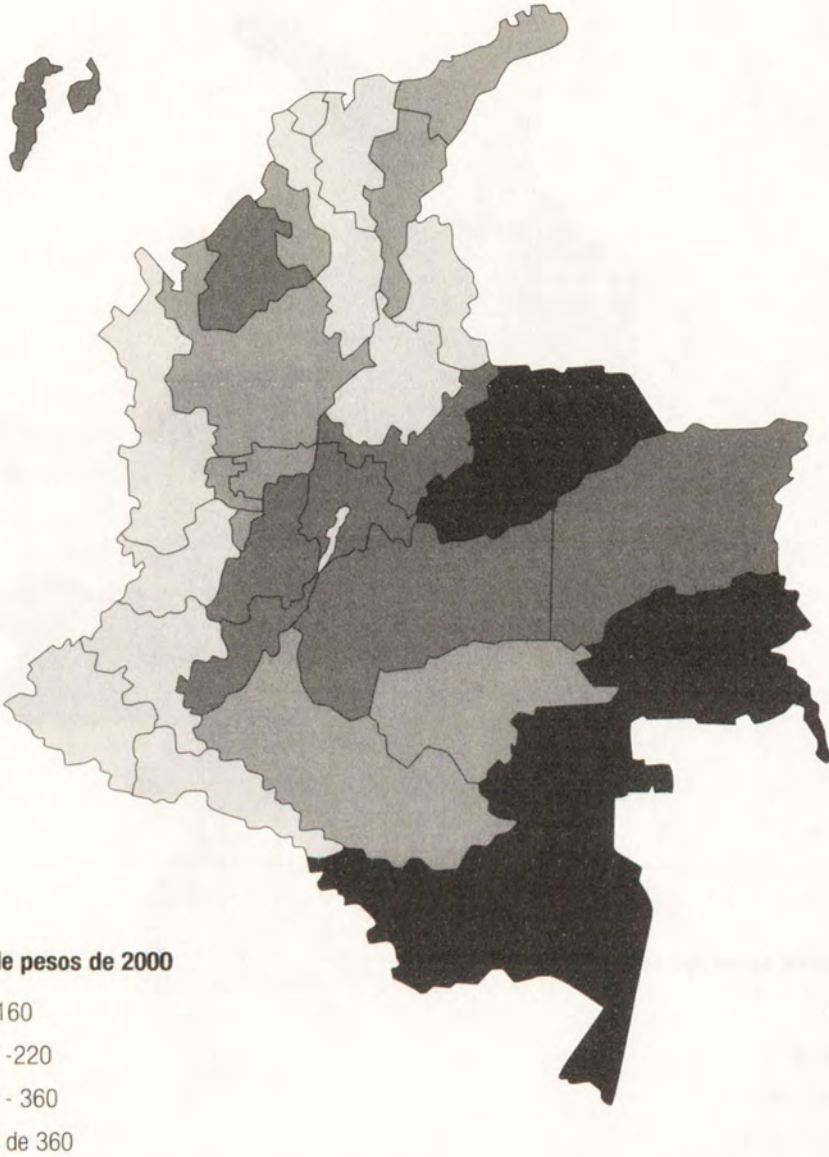
* Los ingresos totales incluyen: ingresos corrientes, ingresos por transferencias e ingresos de capital.
FUENTE: Elaboración de los autores apoyados en la base cartográfica del IGAC, Ministerio de Hacienda, Dirección de Apoyo Fiscal – Contraloría General de la República y DANE.

Mapa 2. Ingresos tributarios per cápita promedio 1996-2000
(Miles de pesos de 2000)



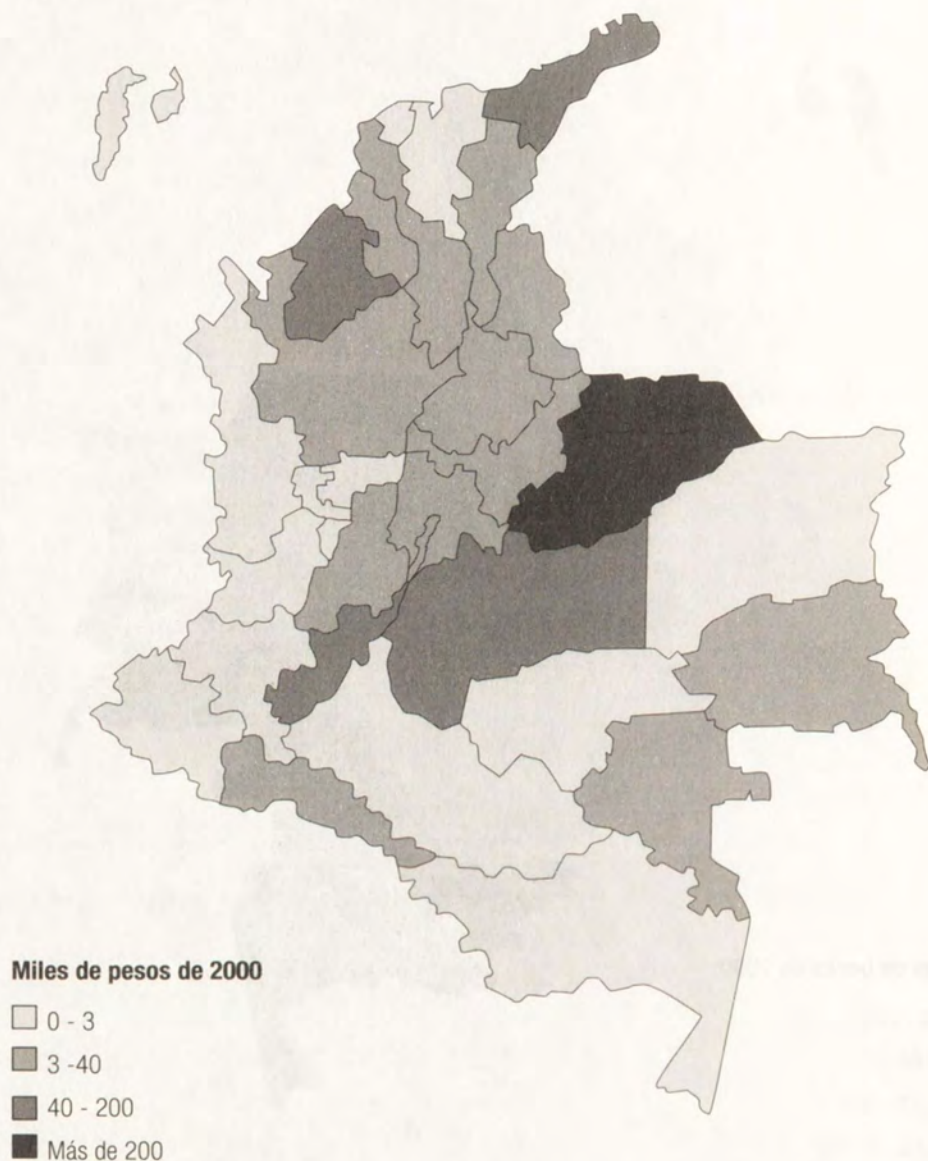
FUENTE: Elaboración de los autores apoyados en la base cartográfica del IGAC, Ministerio de Hacienda, Dirección de Apoyo Fiscal – Contraloría General de la República y DANE.

Mapa 3. Ingresos de transferencias per cápita departamental promedio 1996-2000
(Miles de pesos de 2000)



FUENTE: Elaboración de los autores apoyados en la base cartográfica del IGAC, Ministerio de Hacienda, Dirección de Apoyo Fiscal – Contraloría General de la República y DANE.

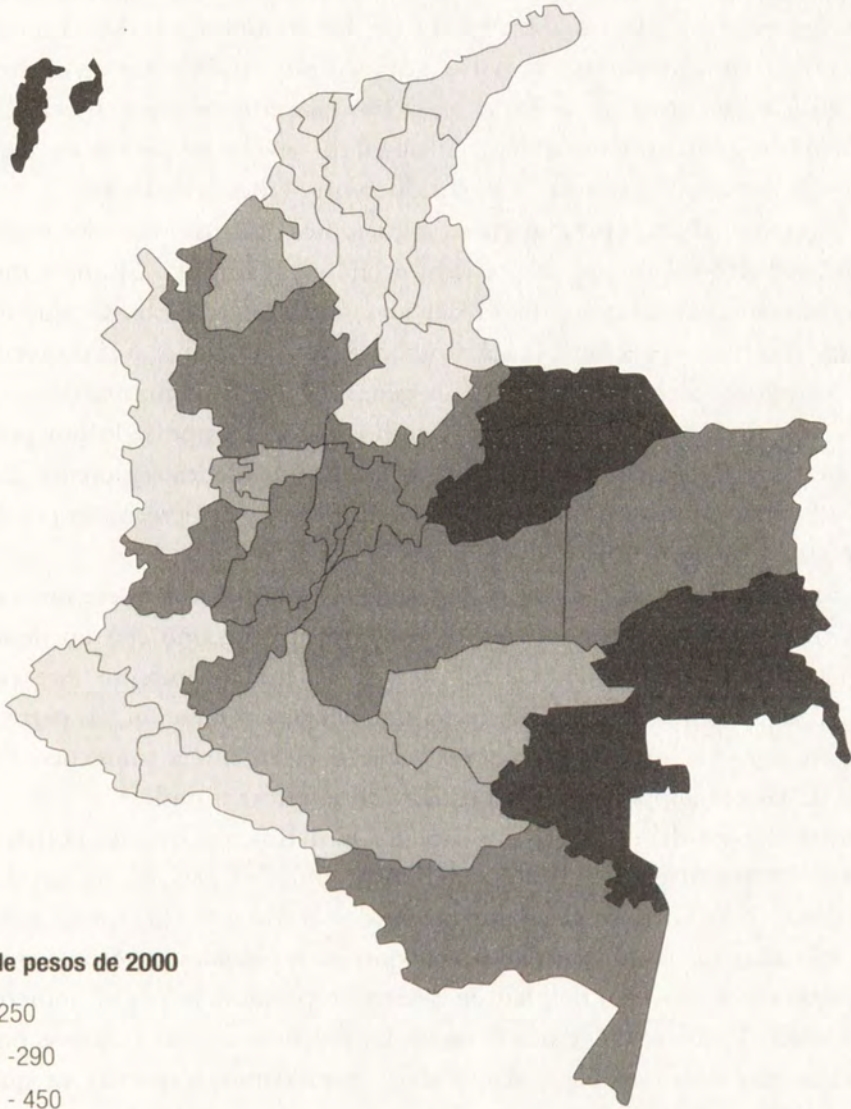
Mapa 4. Ingresos por regalías per cápita promedio 1996-2000
(Miles de pesos de 2000)*



* En los ingresos por regalías se incluyen los correspondientes al Fondo Nacional de Regalías.

FUENTE: Elaboración de los autores apoyados en la base cartográfica del IGAC, Ministerio de Hacienda, Dirección de Apoyo Fiscal – Contraloría General de la República y DANE.

Mapa 5. Ingresos tributarios más transferencias per cápita departamental, promedio 1996-2000 (Miles de pesos de 2000)



Miles de pesos de 2000

- 0 - 250
- 251 - 290
- 291 - 450
- Más de 450

FUENTE: Elaboración de los autores apoyados en la base cartográfica del IGAC, Ministerio de Hacienda, Dirección de Apoyo Fiscal – Contraloría General de la República y DANE.

3.4 Una propuesta para reducir la inequidad fiscal inter-territorial mediante un Fondo de Compensación

Examinando las profundas disparidades tanto económicas como en la asignación de los recursos de transferencias, además de las marcadas diferencias de recursos fiscales disponibles de las regiones que se observan en Colombia, consideramos necesario que la descentralización se ajuste para introducir un componente explícito y transparente de compensación fiscal, para lograr gradualmente un equilibrio en los niveles de prestación de servicios a la comunidad por parte de los diferentes entes territoriales.

Primero, debemos preguntarnos si queremos que los resultados regionales sean producto solamente de políticas económicas implícitas, que a menudo discriminan contra las regiones rezagadas, como sucedió con las que impulsaron la industrialización por sustitución de importaciones y el proteccionismo a algunos sectores de la economía geográficamente concentrados, o por el contrario deseamos generar un desarrollo regional impulsado por políticas explícitas y claras para la reducción de las desigualdades regionales. En este sentido, vale la pena destacar que Colombia se ha caracterizado por la casi total ausencia de una política regional.

En segundo lugar, debemos preguntarnos también si queremos un país con tres o cuatro megaciudades, o, por el contrario, uno con un desarrollo regional más equilibrado. De no ponerse en funcionamiento este tipo de políticas, con el tiempo llegaremos a una enorme migración, en parte inducida fiscalmente, de las áreas pobres hacia las ricas, con la consecuente aparición de las megalópolis que son usuales en el tercer mundo.³⁹

Este debate debe incluir obviamente la definición de una política económica regional explícita, algo que hasta ahora el país no ha tenido. Por ejemplo, en los últimos cuatro planes de desarrollo no se hace mención alguna del tema de las disparidades económicas regionales y cómo reducirlas. Aunque en el proyecto de plan de desarrollo presentado por el gobierno del Presidente Uribe se menciona el tema, las políticas con las cuales se propone reducir esas enormes disparidades son completamente inocuas ya que sólo son manifestaciones retóricas y, por lo tanto, a priori es claro que no tendrán resultados positivos. Las políticas que planteadas en el proyecto de plan de

³⁹ Véase Krugman *et al.* (1996).

desarrollo que cursa en el Congreso son: fortalecimiento de la democracia local y participación de la sociedad civil en la gestión pública, profundización de la descentralización administrativa y fiscal, y ordenamiento territorial.⁴⁰

Como hemos mencionado en este documento, cuando se diseñó la descentralización que ha tenido el país a partir de 1991 se buscaban principalmente fines de eficiencia en el gasto y de aumento en la legitimidad del Estado.⁴¹ Algunos constituyentes aspiraban a que también ayudara a reducir las grandes disparidades regionales de nuestro país. Sin embargo, eso no fue lo que sucedió en Colombia. En la práctica, los artículos 356 y 357, además de la Ley 60 de 1993, tuvieron un impacto redistributivo mínimo. Por ejemplo, y adicional a lo mostrado en la sección anterior, en el gráfico 19 puede verse que las transferencias no consiguieron alcanzar un impacto redistributivo.⁴² Allí mostramos cómo la asignación de las transferencias no tienen prácticamente ninguna relación con el nivel de PIB per cápita de los departamentos. Es decir, no se dirigieron hacia las regiones de menor ingreso.

Si tomamos la suma de los ingresos por transferencias y los ingresos tributarios locales como un indicador del monto de ingresos con los que pueden contar los departamentos, vemos que las regiones ricas cuentan con mayores recursos para proveer a sus ciudadanos de los servicios del Estado. Véase gráfico 20. La asociación es claramente positiva entre la disponibilidad de recursos fiscales per cápita y el PIB per cápita. Por lo tanto, es en los recursos tributarios propios donde se presentan las disparidades fiscales.

En la medida en que las transferencias no se destinan a las regiones más pobres, estas no contribuirán a reducir esas disparidades. En cifras promedio para el periodo 1996-2000, mientras Bogotá tenía por concepto de transferencias más ingresos tributarios, 375.570 pesos (del año 2000) por habitante, en el otro extremo se encontraba el departamento de Norte de Santander con sólo un 27,4% de ese valor, es decir, 102.320 pesos por habitante. Véase gráfico 18.

Esta situación permite afirmar que en Colombia no existe la equidad horizontal de la que hablan autores como Shah, es decir, que no se garantiza a

⁴⁰ Véase el documento: Bases del Plan Nacional de Desarrollo 2002-2006, "Hacia un Estado comunitario".

⁴¹ Véase Rivera (2001) y Castro (2002), entre otros.

⁴² En el gráfico 18 pueden verse los montos de ingresos tributarios y de transferencias promedio para el periodo 1996-2000.

todos los ciudadanos un nivel comparable de servicios por parte del Estado sin importar el lugar en que residen.

Por todo lo anterior y para combatir las disparidades económicas en Colombia, creemos necesario ajustar el mecanismo de transferencias surgido de la descentralización, incorporando un componente de equidad “explícito”, transparente y sencillo.

Como se mostró, la forma en que operó la descentralización en la década de 1990 no ayudó a resolver las disparidades regionales. Además, no se ha hecho el análisis integral del problema de las disparidades, es decir, teniendo en cuenta los recaudos y las transferencias, ya que ellos constituyen la mayor parte de los ingresos de los entes territoriales. Los analistas de la descentralización tienden a concentrarse en la discusión de las disparidades en el nivel de las transferencias per cápita. Sin embargo, cuando se consideran también los ingresos tributarios locales se puede ver que la descentralización no contribuyó a reducir las disparidades. Los entes territoriales más prósperos tienen una capacidad fiscal bastante mayor que los más pobres debido a que los primeros están en capacidad de cobrar mayores impuestos y, por lo tanto, pueden ofrecer más y mejores servicios a sus ciudadanos.

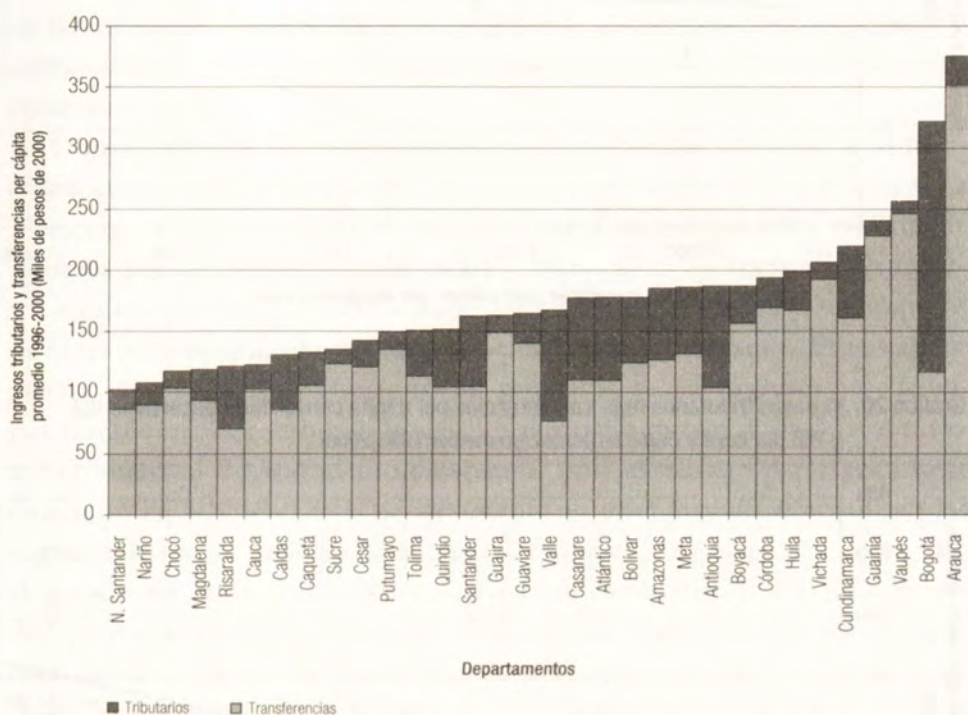
Una manera de enfrentar este problema de la inequidad horizontal es mediante la creación de un fondo de compensación fiscal inter-regional que transfiera recursos a los entes departamentales de menores ingresos per cápita. Esto les ayudaría a garantizar un nivel mínimo de servicios sociales a sus habitantes. Como lo señala Shah (1998), a nivel internacional este tipo de programas de compensación, aunque con diversas variaciones, han sido ampliamente utilizados para combatir las disparidades en países como Canadá, Alemania, Suiza, Australia, China, India, Japón y Corea entre otros.

En la mayoría de estos países, el gobierno central transfiere los recursos a los gobiernos subnacionales (por ejemplo: Canadá, Australia, Reino Unido, Japón y Korea entre otros) mientras en otros países, como Alemania, las transferencias de igualación las hacen aquellos estados cuya situación fiscal está por encima de un promedio, a aquellos que están por debajo de ese promedio. En algunos países las transferencias son condicionales mientras en otros no. Las fórmulas usadas, así como el condicionamiento de los recursos, son tema actual de un intenso debate tanto académico como práctico.⁴⁵

Quizá, uno de los programas de igualación de mayor éxito en el mundo es el de Canadá. El principio básico de la compensación es que el gobierno federal tiene la responsabilidad de asegurarle a cada provincia los ingresos

suficientes para que pueda proporcionar un nivel mínimo de servicios públicos. Esto se logra proporcionándoles recursos suficientes para cubrir la diferencia entre los ingresos (o impuestos propios) provinciales per cápita y el ingreso medio per cápita correspondiente al promedio de 5 provincias representativas.⁴³

Gráfico 18. Ingresos tributarios y transferencias per cápita departamental promedio 1996-2000
(Miles de pesos de 2000)



FUENTE: Cálculos de los autores con base en información de Ministerio de Hacienda, Dirección de Apoyo Fiscal – Contraloría General de la República y DANE.

⁴³ Véase Ma (1997).

Gráfico 19. Ingresos por transferencias per cápita consolidado departamental y PIB per cápita departamental (promedios 1996-2000)

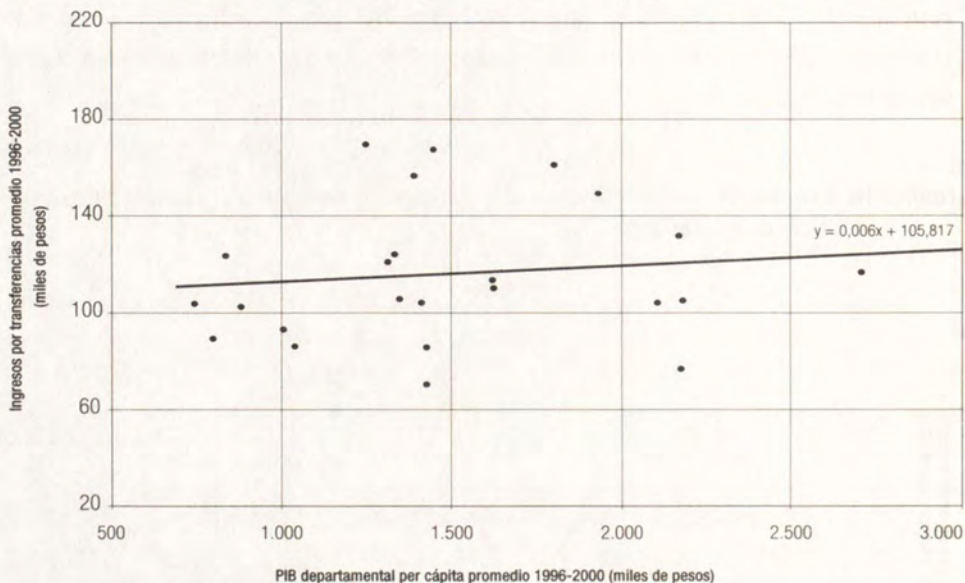
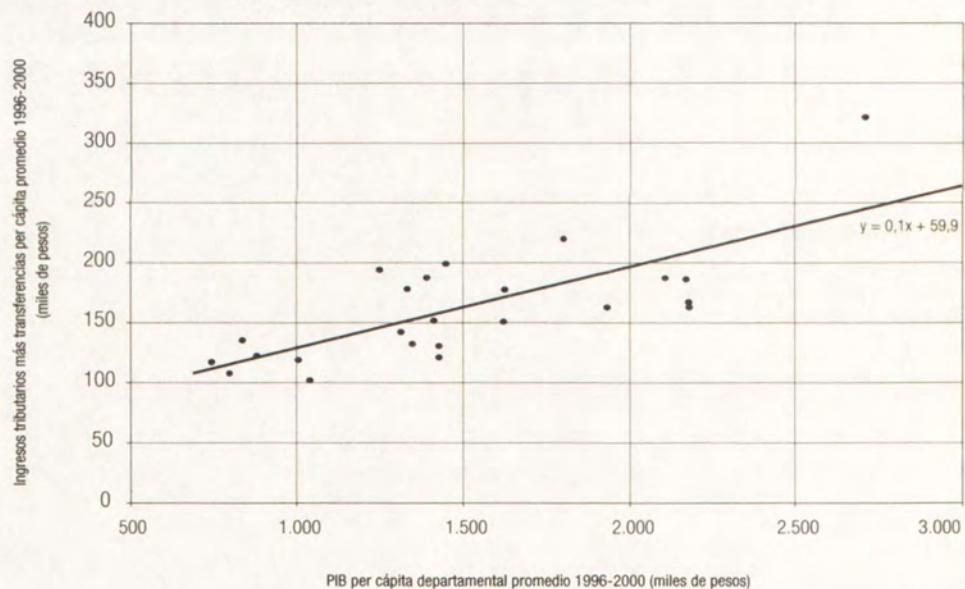


Gráfico 20. Ingresos tributarios más transferencias per cápita consolidado departamental y PIB per cápita departamental (promedios 1996-2000)



FUENTE: Ministerio de Hacienda, Dirección de Apoyo Fiscal – Contraloría General de la República, DANE y cálculos de los autores.

En Colombia, quizá la única propuesta de distribución de transferencias que vincula explícitamente un “componente” de equidad fue la que hicieron Alesina *et al.* (2000). Estos autores, reconociendo las profundas disparidades regionales en Colombia, sugirieron la incorporación en el diseño de las transferencias de un componente redistributivo que hiciera que los recursos fueran de las regiones ricas hacia las pobres.⁴⁴ Además, criticaron las fórmulas de asignación de transferencias así como la de regalías dado que éstas eran bastante complejas y no muy transparentes. En ese sentido, se puede afirmar que se diseñó sin saber qué efecto final tendría ese diseño sobre la distribución regional. Al parecer, el mismo problema lo tiene la Ley 715 de 2001, vigente en la actualidad. Si esa ley es o no progresiva, sólo el tiempo lo dirá, dada la complejidad de las fórmulas aplicadas para la asignación de recursos entre los entes territoriales.

Otra alternativa de compensación, que cumple los criterios de simplicidad, transparencia y explicitud, es la que presentamos en el gráfico 21. La idea es que a los departamentos que estén por debajo de un nivel mínimo de ingresos per cápita (por transferencias y tributos) se les transferirían recursos equivalentes a la diferencia entre un estándar per cápita y sus ingresos per cápita, multiplicado por la población del departamento. Ese estándar per cápita podría calcularse como un promedio de los ingresos per cápita, por transferencias y tributarios, de diez departamentos.⁴⁵ Esos departamentos no serán ni Bogotá ni Cundinamarca, por presentar valores per cápita muy altos en relación con el departamento anterior cuando se organizan los ingresos de menor a mayor (gráfico 21). Tampoco se tendrán en cuenta para el cálculo del estándar los Nuevos Departamentos, debido a la baja densidad poblacional, ni aquellos que reciban altas transferencias por regalías como Meta. Teniendo en cuenta las recomendaciones anteriores tomamos los cinco departamentos de cada extremo. En conclusión el estándar se calculará como el promedio simple de los ingresos per cápita de los siguientes departamentos: Norte de Santander, Nariño, Chocó, Magdalena, Risaralda, Atlántico, Bolívar, Antioquia, Boyacá y Huila. El nivel mínimo calculado

⁴⁴ En esa propuesta, la región Caribe recibiría el 49,58% y la Pacífica el 27,12% de la transferencias de equidad. Es decir, el 76,7% de los recursos de redistribución se iría para las dos áreas más pobres del país.

⁴⁵ Se toman diez departamentos como una muestra representativa de los departamentos del país. Este número podría ser mayor o menor y dependería del diseño del programa.

de esta forma para el periodo analizado es: 149.750 pesos por habitante (pesos de 2000).⁴⁶

Así en nuestro ejemplo, el departamento de Norte de Santander, cuyo ingresos per cápita (por transferencias y tributarios) es de 102.320 pesos por habitante, recibiría una transferencia aproximada de 54.215 millones de pesos en 2001 (pesos de 2000). Como es evidente, los departamentos que se encuentran por encima del mínimo no recibirían nuevos recursos. Además de Norte de Santander, diez departamentos más recibirían recursos. Para este caso las transferencias totales a los departamentos compensados serían de 217.860 millones de pesos, que equivalen a un 23% más de lo que recibieron en ese periodo.⁴⁷ Este cálculo podría hacerse cada año y sería aconsejable tomar el promedio de los cuatro años anteriores para estabilizar el comportamiento de las transferencias y de los ingresos tributarios.

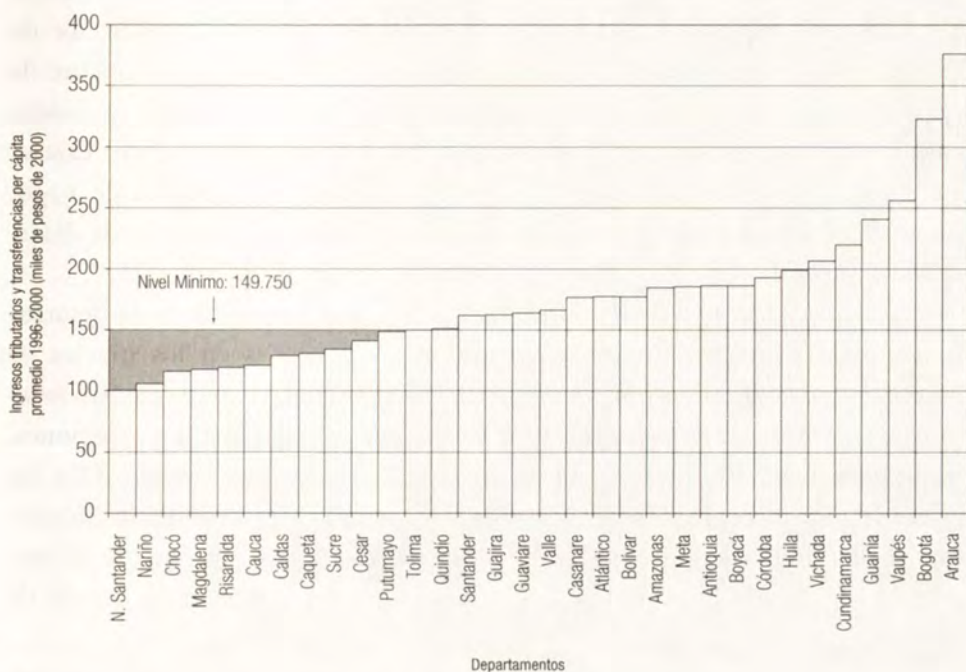
Aquí habría que resaltar un tema importante: el de la financiación. Los recursos para el fondo saldrían necesariamente de un compromiso del gobierno central en coordinación con los departamentos del país. La financiación requiere del compromiso y la voluntad política para combatir las inequidades en Colombia.

En síntesis, en Colombia ha faltado preocupación y compromiso político con la equidad económica inter-regional. Siempre se trata la equidad como un resultado adicional de alguna política pero no como un objetivo claro a alcanzar. Ante la falta de políticas explícitas para combatir las inequidades se

⁴⁶ Una de las principales discusiones con respecto a los programas de compensación fiscal es que éstos pueden incentivar la pereza fiscal de los entes regionales que reciben recursos. Sin embargo, se ha demostrado que esto no es necesariamente cierto debido a que en el diseño de las fórmulas de compensación se podría tener en cuenta este problema para corregirlo. En el presente documento no se tiene en cuenta este criterio en la fórmula, así como tampoco el de necesidad de gasto ni el de capacidad fiscal, aunque se reconoce que pueden ser incluidos sin mayor dificultad en el diseño de estos programas. Véase Ma (1997). Así pues, la pereza fiscal sería un problema técnico de diseño de la fórmula más que del programa en sí.

⁴⁷ Este monto equivale al 5,3% de las transferencias totales promedio 1996-2000, tanto a municipios como a departamentos. Dentro de los departamentos que recibirían compensación se encuentran departamentos reconocidos por su bajo nivel de ingresos per cápita como Norte de Santander, Nariño, Chocó, Magdalena, Cauca, Caquetá, Sucre y Cesar. Además, están dos departamentos que no se espera que estuviesen en el grupo: Risaralda y Caldas. Ambos departamentos, aunque muestran un nivel per cápita de ingresos tributarios importante, en las transferencias no les va muy bien, véase gráfico 18.

Gráfico 21. Mecanismo de compensación para la equidad basado en ingresos tributarios más transferencias per cápita promedio 1996-2000



FUENTE: Cálculos de los autores con base en información de Ministerio de Hacienda, Dirección de Apoyo Fiscal – Contraloría General de la República y DANE.

propone una modificación al sistema de transferencias y se plantea la creación de un fondo de igualación de los ingresos per cápita con que cuentan los departamentos, lo cual ayudaría a reducir las disparidades económicas interregionales. El ejemplo anterior no pretende más que plasmar las ideas generales de un fondo de compensación para Colombia y debido a su simplicidad debe ser mejorado principalmente en el diseño minucioso de las fórmulas de distribución.⁴⁸ Lo importante es resaltar que esa es la dirección en la que se necesita avanzar en la descentralización en los próximos años si queremos mejorar la equidad territorial y combatir la pobreza en nuestro país.

⁴⁸ Existen posibilidades más complejas, sin embargo, un programa como el planteado es el ideal para empezar el desarrollo y adaptación de este tipo de fondos gracias a la facilidad de cálculo y a la información requerida. (Ma, 1997).

IV Conclusiones

En este trabajo hemos mostrado que la enorme descentralización fiscal que Colombia adelantó a partir de 1991 no ha contribuido a la reducción de las disparidades regionales. Es más, entre 1991 y el 2000 el coeficiente de variación del logaritmo del PIB per cápita, una de las medidas más utilizadas para medir esas disparidades, muestra una tendencia al incremento. Esta es una situación bastante dramática ya que a comienzos de la década de 1990, Colombia era ya un país con profundos desequilibrios en los niveles de desarrollo de sus regiones.

Infortunadamente, el país nunca ha contado con una política de desarrollo regional orientada a reducir las enormes diferencias en los niveles de ingreso per cápita de sus entes territoriales. Por el contrario, lo que han existido son políticas regionales implícitas orientadas a favorecer unas regiones, las industriales y Bogotá, a costa de otras, las agrícolas no cafeteras. Ello fue evidente, por ejemplo, con los sesgos y distorsiones en el comercio exterior que se presentaron en el periodo de industrialización por sustitución de importaciones (desde fines de la década de 1940 hasta finales de la década de 1980).⁴⁹

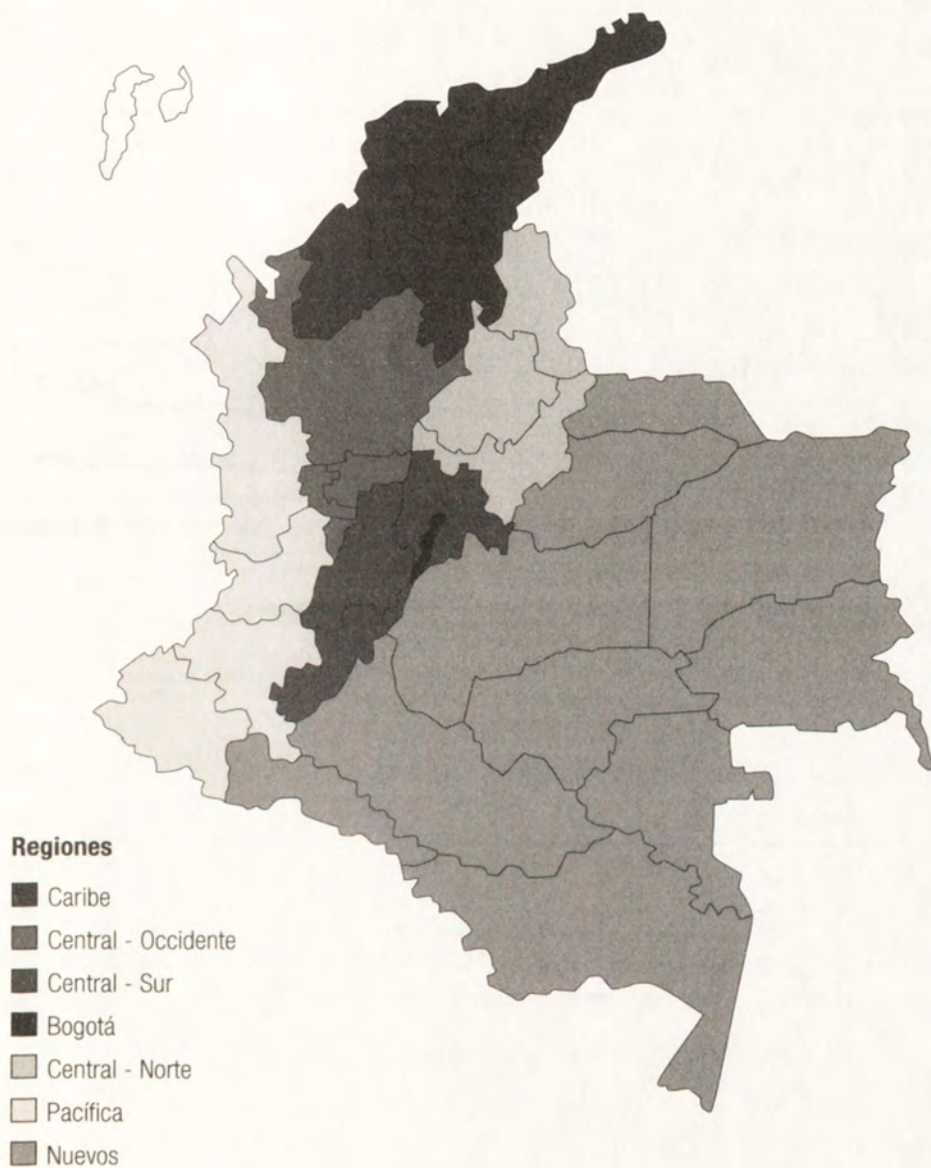
La descentralización fiscal tiene que ser uno de los componentes más importantes de una política regional "explícita" dirigida a reducir las enormes y crecientes inequidades horizontales de nuestro país. Por ello, hemos señalado que estamos en mora de introducirle un viraje a la descentralización para lograr que aquellos entes territoriales más rezagados puedan tener recursos fiscales suficientes, mediante un fondo de compensación, para ofrecerle a sus habitantes un mínimo de educación, salud e infraestructura. Sólo así podrán mejorar su competitividad como regiones.

De lo contrario lo que veremos en los próximos años será la ampliación de la brecha entre las regiones ricas y las regiones pobres. La consecuencia será necesariamente que los habitantes de estas últimas emigrarán hacia donde el Estado les pueda dar mejor educación y salud para sus familias. Bogotá podría convertirse entonces una megalópolis con una periferia subdesarrollada y escasamente poblada.

⁴⁹ Véase García (1999).

Anexos

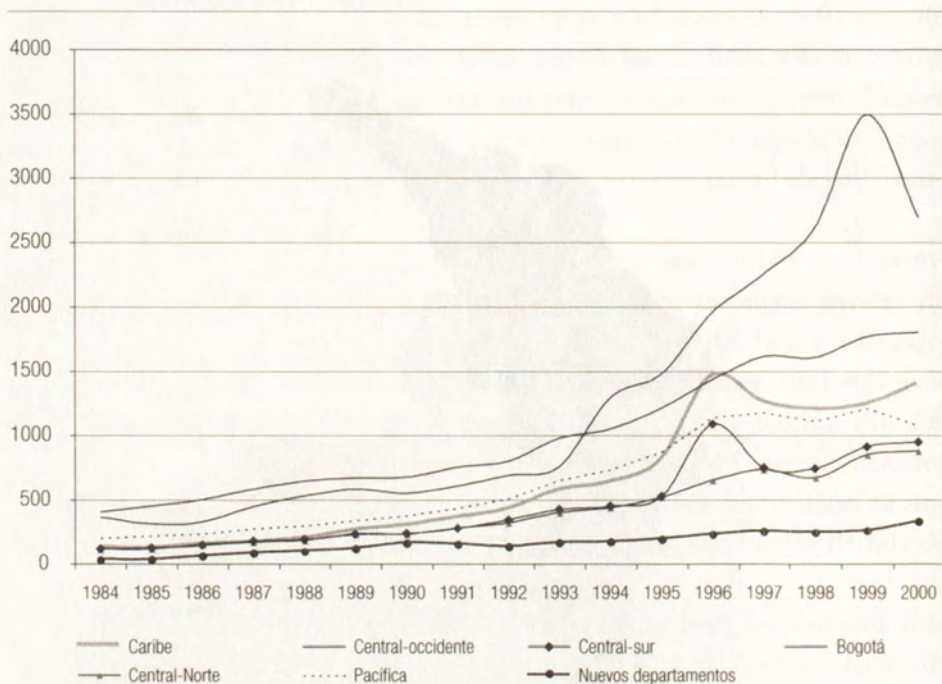
Anexo 1. Regiones utilizadas en el documento



FUENTE: Elaboración de los autores apoyados en la base cartográfica del IGAC.

Anexo 2. Gráficos municipales de ingresos totales (anexo 1)

Gráfico 22. Ingresos totales reales municipales agrupados por regiones, 1984 - 2000
(Miles de millones de pesos de 2000)



FUENTE: Ministerio de Hacienda, Dirección de apoyo Fiscal – Contraloría General de la República y cálculos de los autores.

Gráfico 23. Ingresos totales per cápita municipales agrupados por regiones, 1984 - 2000
(Miles de pesos de 2000)

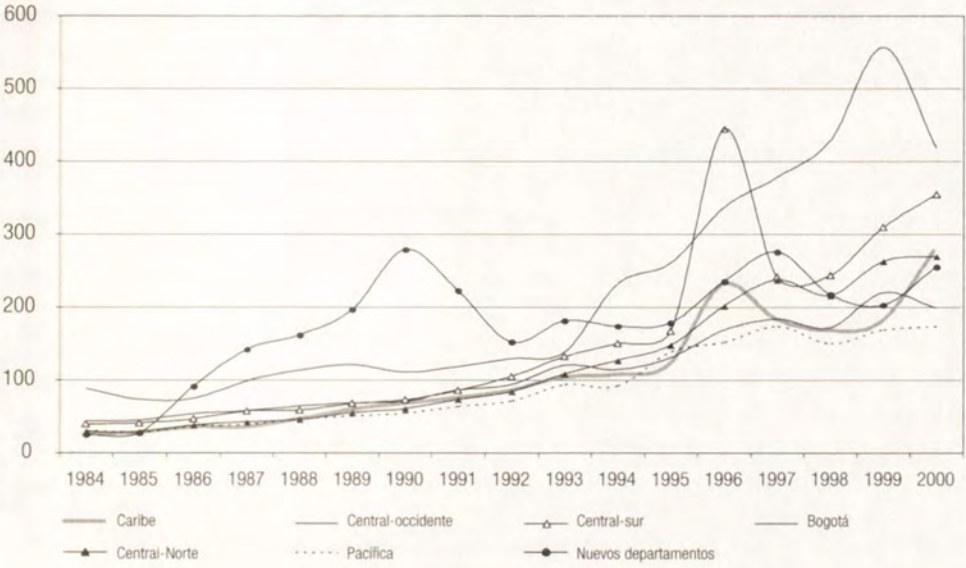
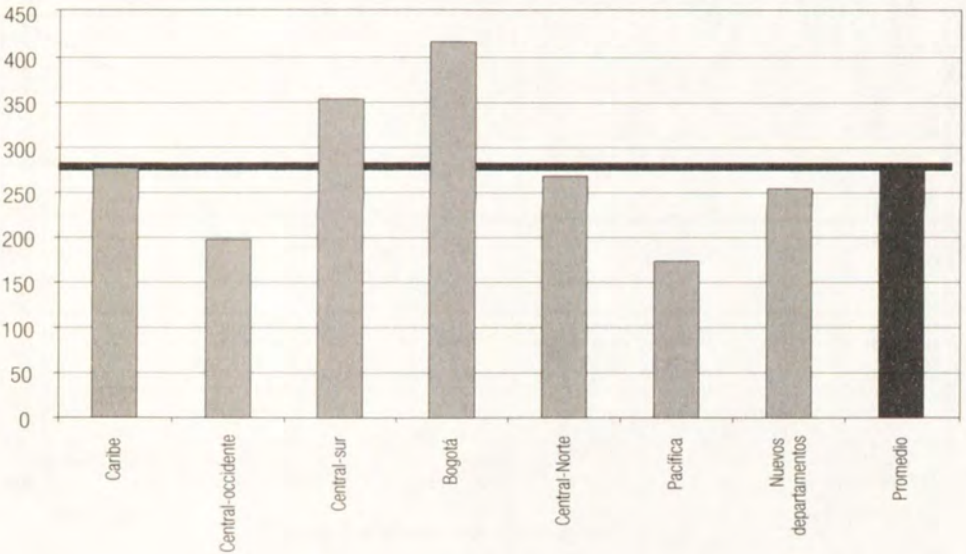


Gráfico 24. Ingresos totales per cápita municipales agrupados por regiones, año 2000
(Miles de pesos de 2000)



FUENTE: Ministerio de Hacienda, Dirección de Apoyo Fiscal – Contraloría General de la República y cálculos de los autores.

Gráfico 25. Participación regional de los ingresos totales municipales versus participación en el PIB nacional, 1994 – 1999

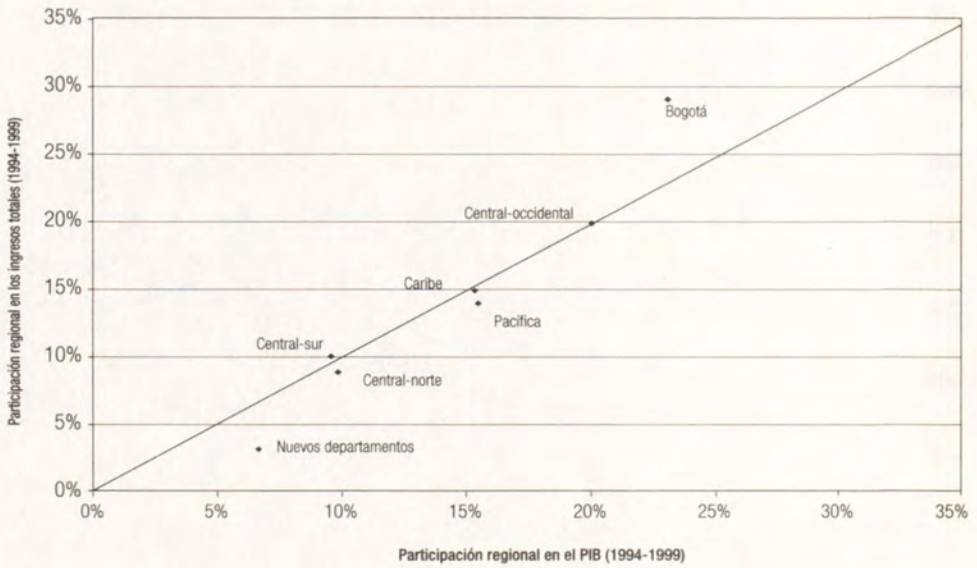
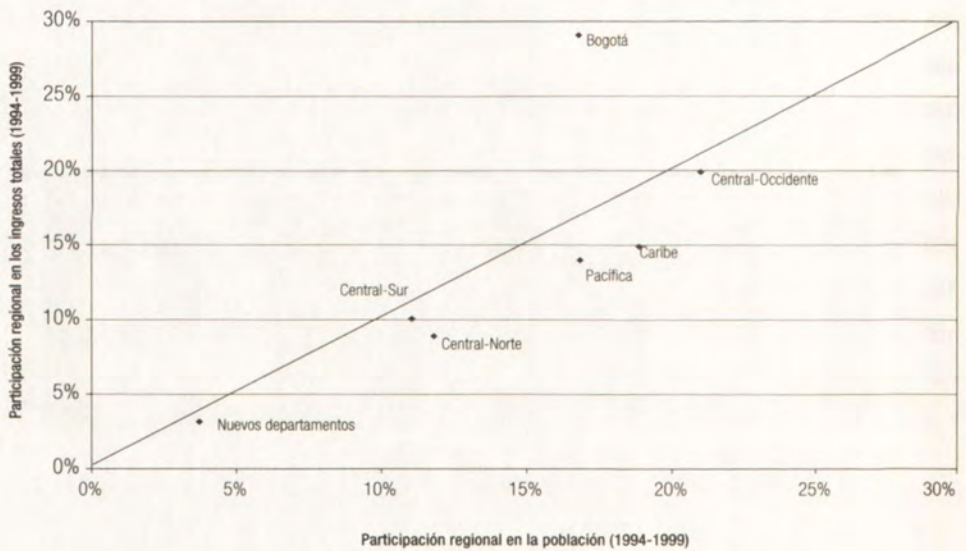


Gráfico 26. Participación regional de los ingresos totales municipales versus participación población regional, 1994 – 1999



FUENTE: Ministerio de Hacienda, Dirección de Apoyo Fiscal – Contraloría General de la República y cálculos de los autores.

Anexo 3. Gráficos municipales de ingresos corrientes (anexo 2)

Gráfico 27. Ingresos corrientes reales municipales agrupados por regiones, 1984 - 2000
(Miles de millones de pesos de 2000)

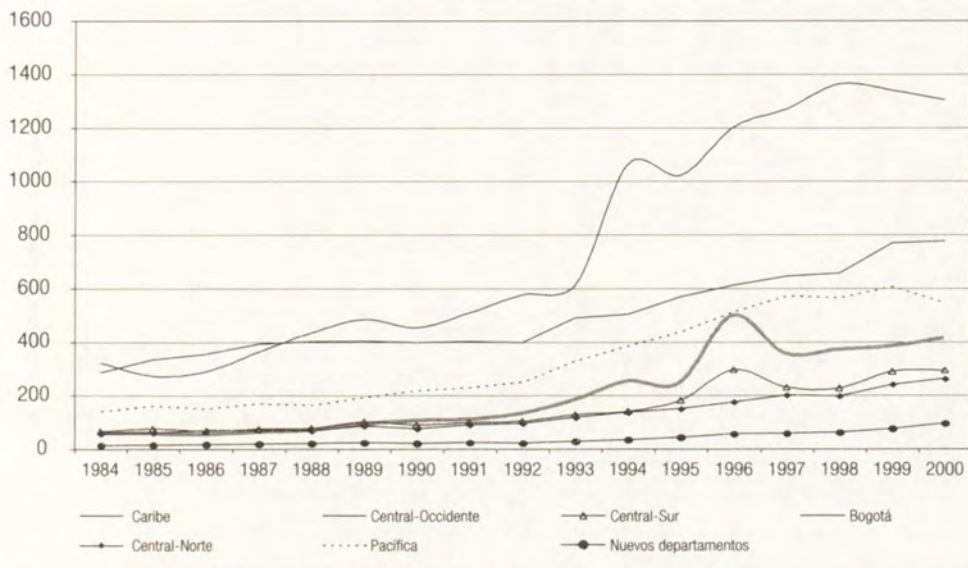
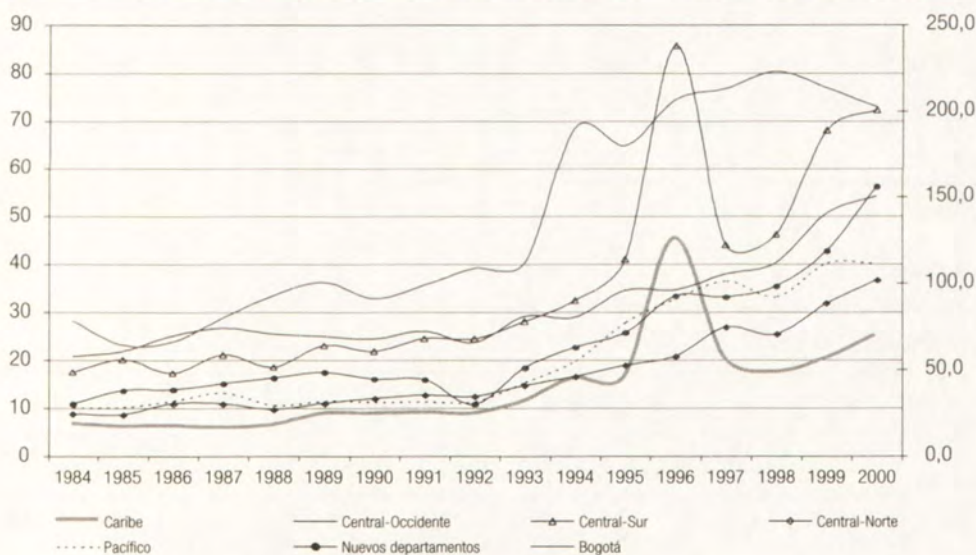


Gráfico 28. Ingresos corrientes per cápita reales municipales agrupados por regiones, 1984 - 2000 (Miles de pesos de 2000)*



* Los valores de Bogotá se deben mirar en el eje derecho.

FUENTE: Ministerio de Hacienda, Dirección de Apoyo Fiscal – Contraloría General de la República y cálculos de los autores.

Gráfico 29. Relación ingresos corrientes sobre PIB regional
(base 1994)

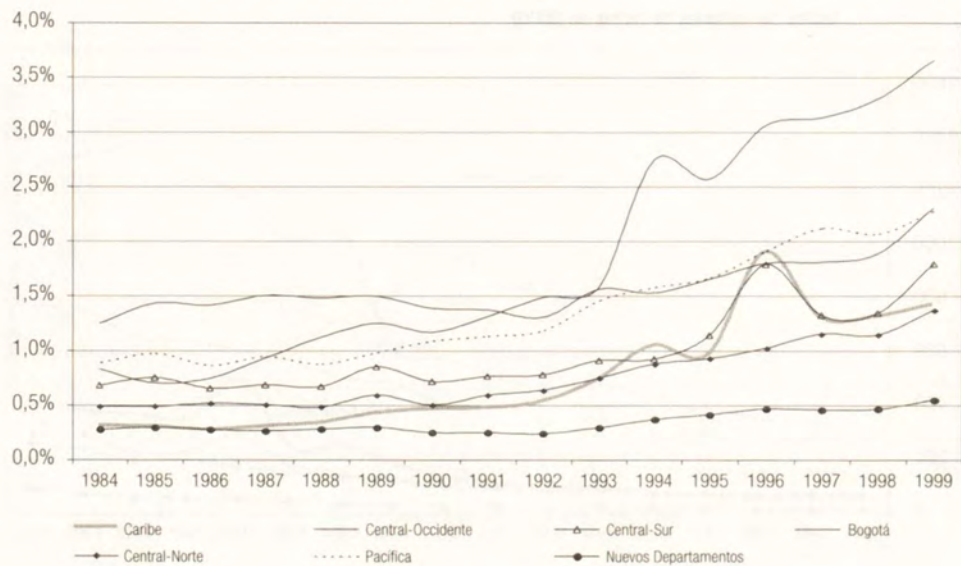
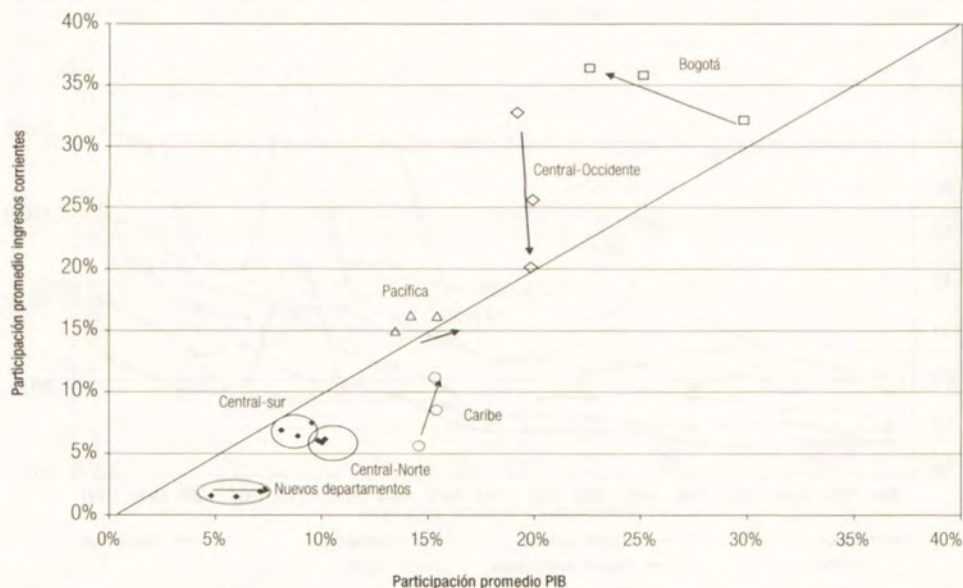
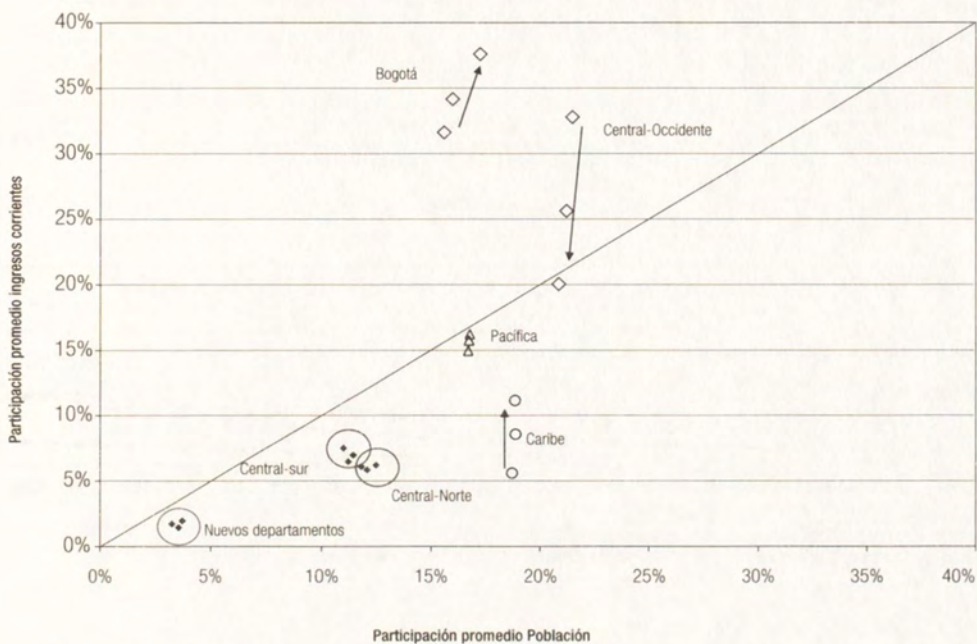


Gráfico 30. Participación regional de los ingresos corrientes versus participación regional del PIB nacional, 1984 - 2000



FUENTE: Ministerio de Hacienda, Dirección de Apoyo Fiscal – Contraloría General de la República y cálculos de los autores.

Gráfico 31. Participación regional de los ingresos corrientes versus participación regional de la población nacional, 1984 - 2000



FUENTE: Ministerio de Hacienda, Dirección de Apoyo Fiscal – Contraloría General de la República y cálculos de los autores.

Gráfico 32. Ingresos tributarios municipales agrupados por región, 1984 – 2000
(Miles de millones de pesos de 2000)

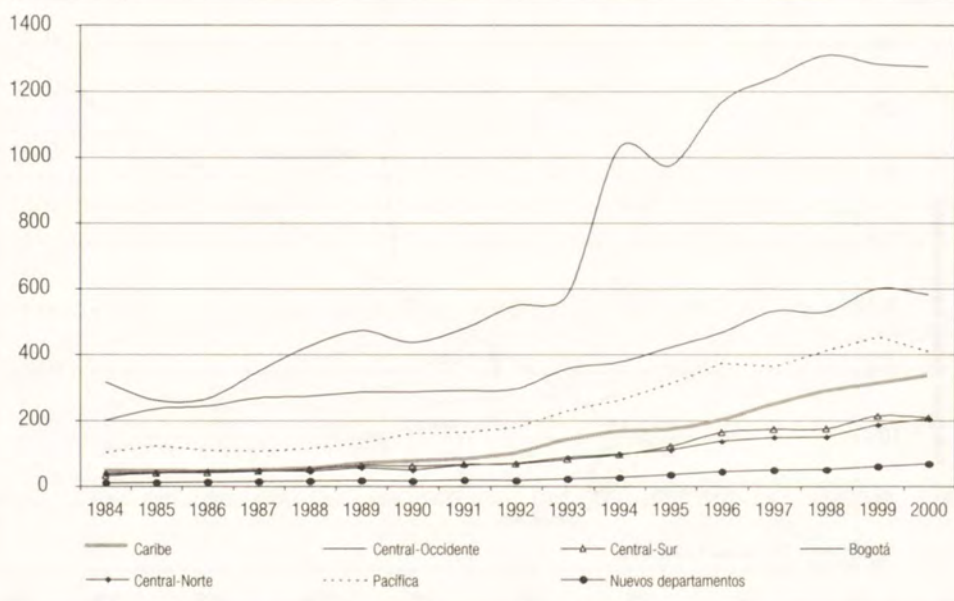
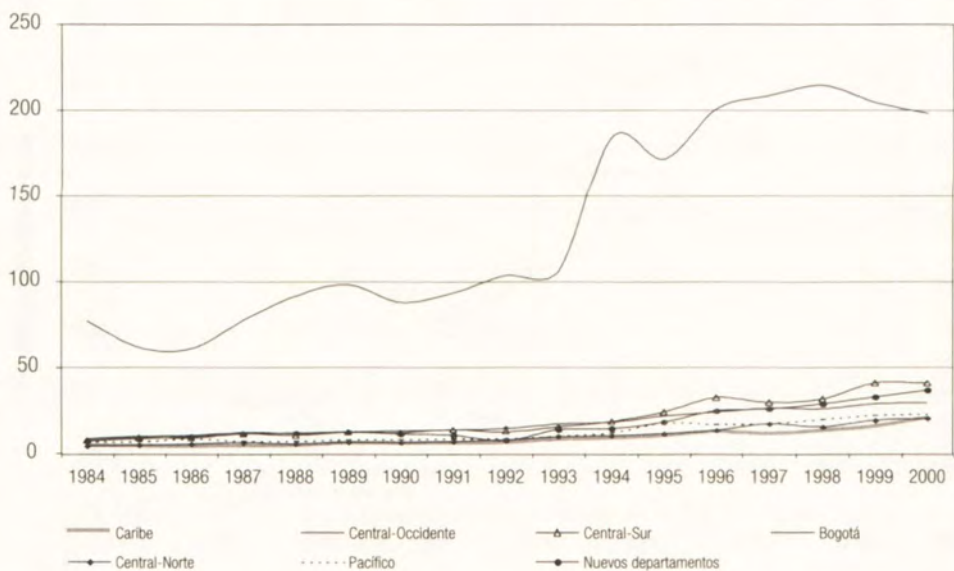


Gráfico 33. Ingresos tributarios per cápita municipales agrupados por región, 1984 – 2000
(Miles de pesos de 2000)



FUENTE: Ministerio de Hacienda, Dirección de Apoyo Fiscal – Contraloría General de la República y cálculos de los autores.

Gráfico 34. Relación ingresos tributarios sobre PIB (base 1984)

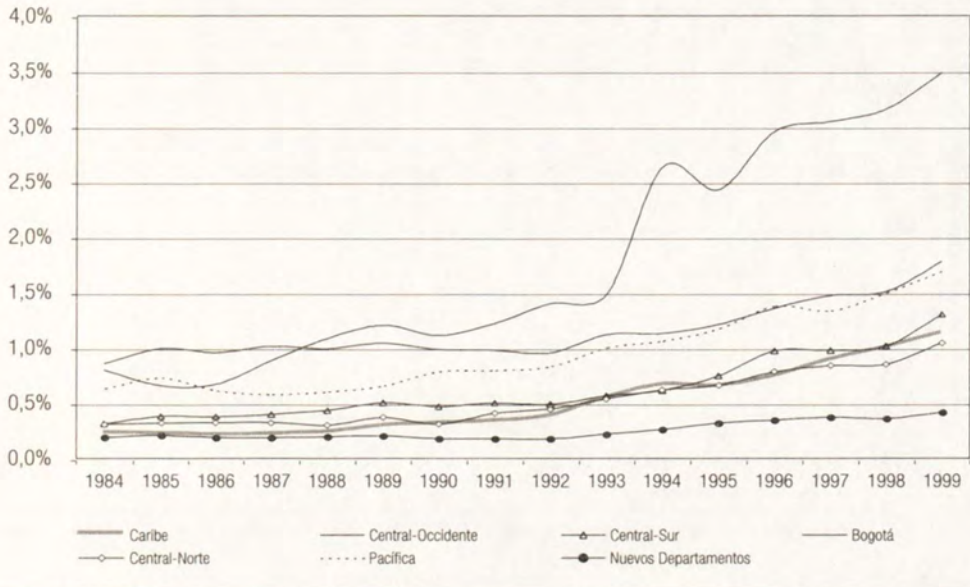
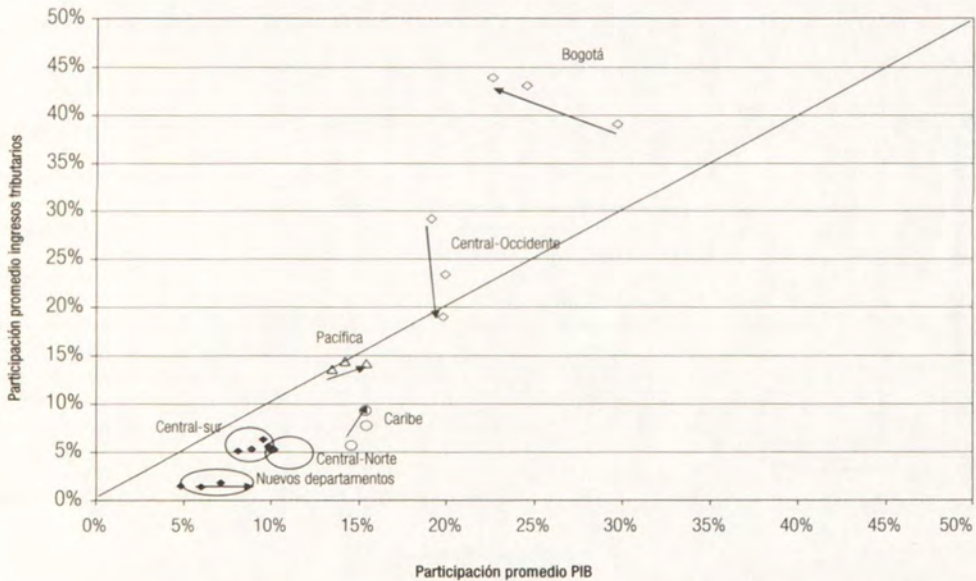


Gráfico 35. Participación regional de los ingresos tributarios versus participación regional en el PIB, 1984 - 2000



FUENTE: Ministerio de Hacienda, Dirección de Apoyo Fiscal – Contraloría General de la República y cálculos de los autores.

Gráfico 36. Participación regional de los ingresos tributarios versus participación regional en población, 1984 - 2000

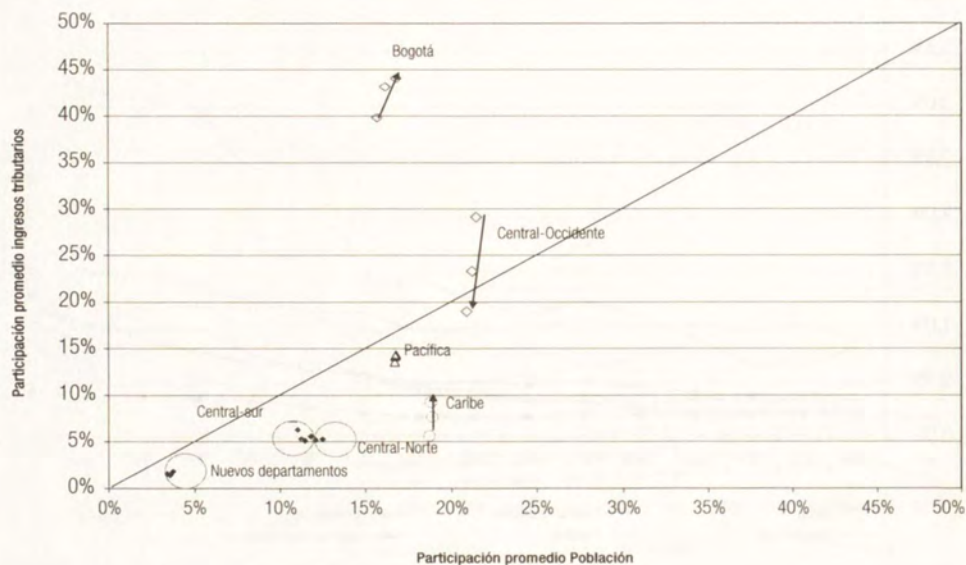
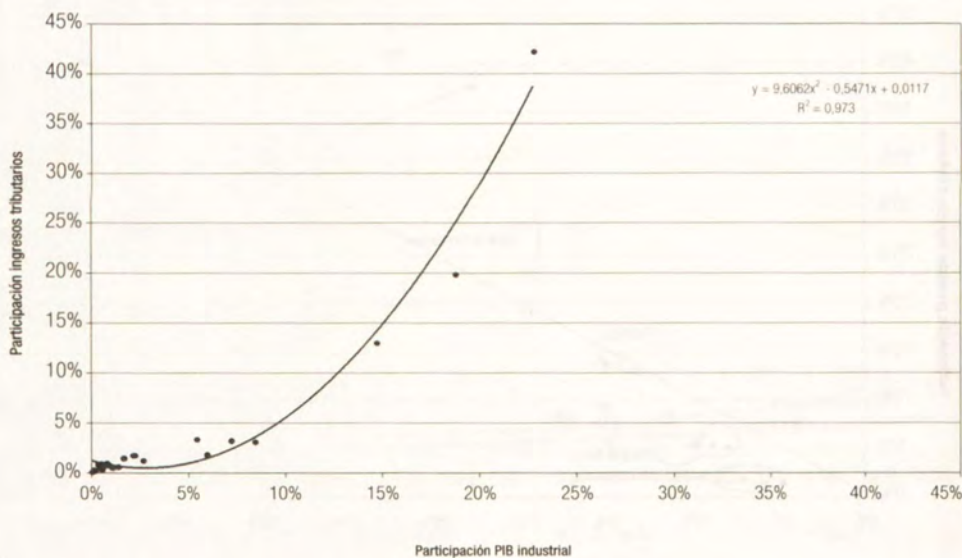


Gráfico 37. Relación PIB industrial versus ingresos tributarios de municipios agrupados por departamentos (promedio 1984 - 1999)



FUENTE: Ministerio de Hacienda, Dirección de Apoyo Fiscal – Contraloría General de la República y cálculos de los autores.

Gráfico 38. Transferencias municipales totales agrupadas por regiones
(Miles de millones de pesos de 2000)

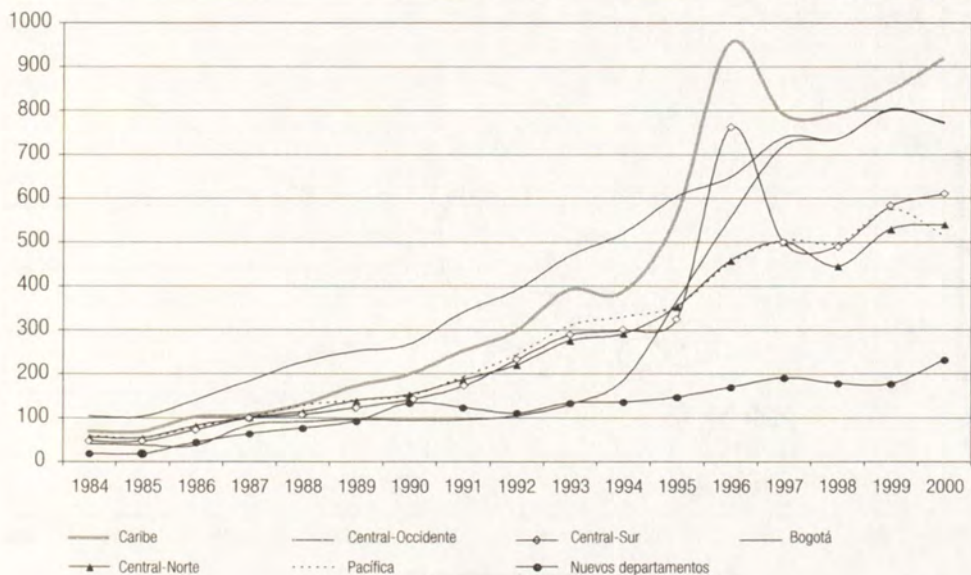
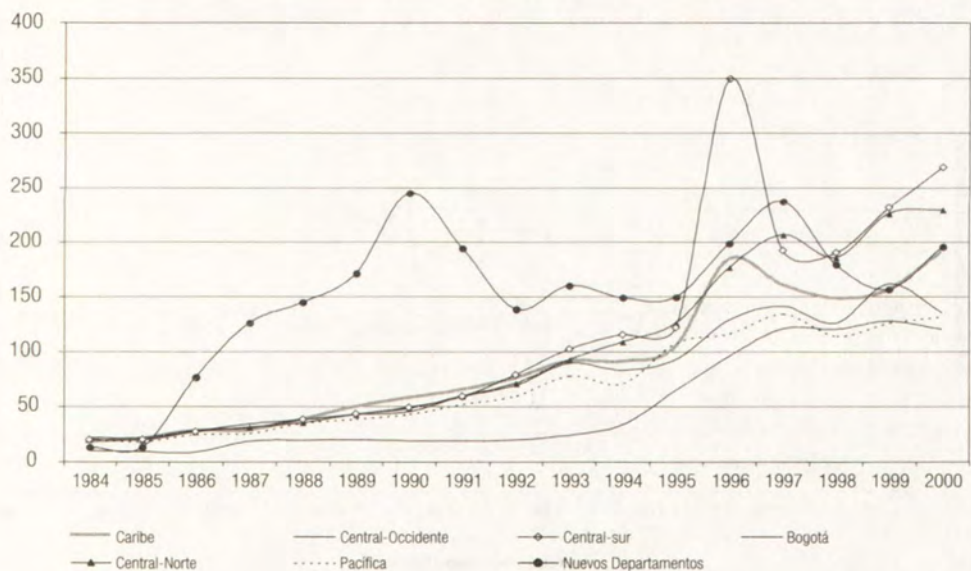


Gráfico 39. Transferencias totales per cápita agrupadas por región
(Miles de pesos de 2000)



FUENTE: Ministerio de Hacienda, Dirección de Apoyo Fiscal – Contraloría General de la República y cálculos de los autores.

Gráfico 40. Participación regional de las transferencias totales versus participación regional del PIB, 1984 - 2000

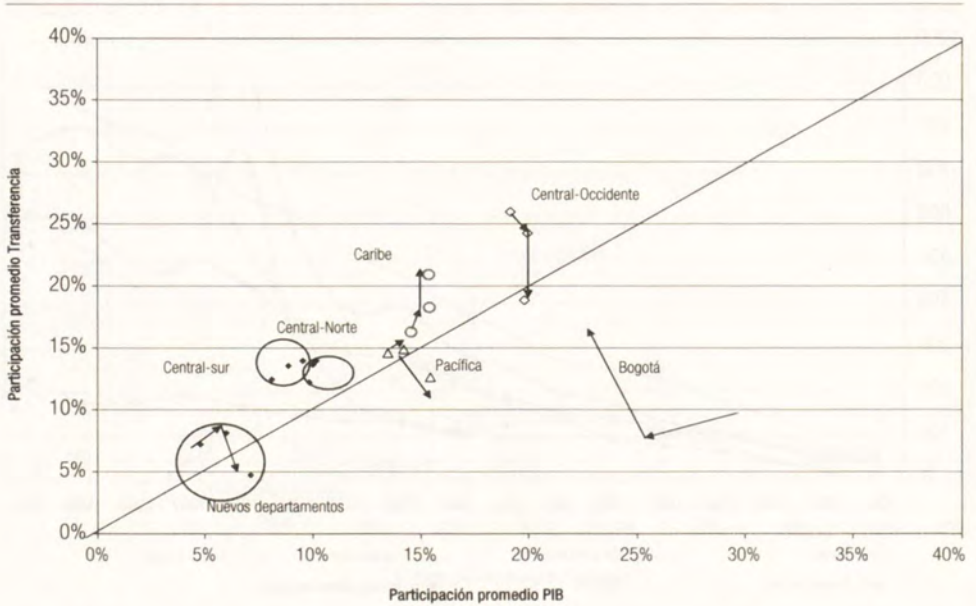
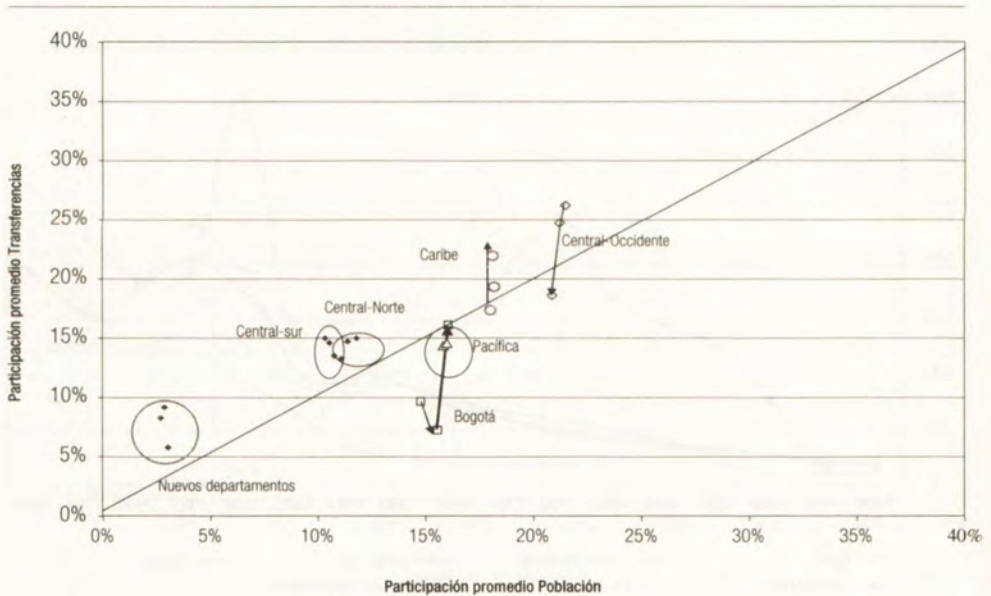


Gráfico 41. Participación regional de las transferencias totales versus participación regional de la población, 1984 - 2000



FUENTE: Ministerio de Hacienda, Dirección de Apoyo Fiscal – Contraloría General de la República y cálculos de los autores.

Gráfico 42. Participación de los municipios en los Ingresos Corrientes de la Nación agrupados por regiones, 1984–2000 (Miles de millones de pesos de 2000)

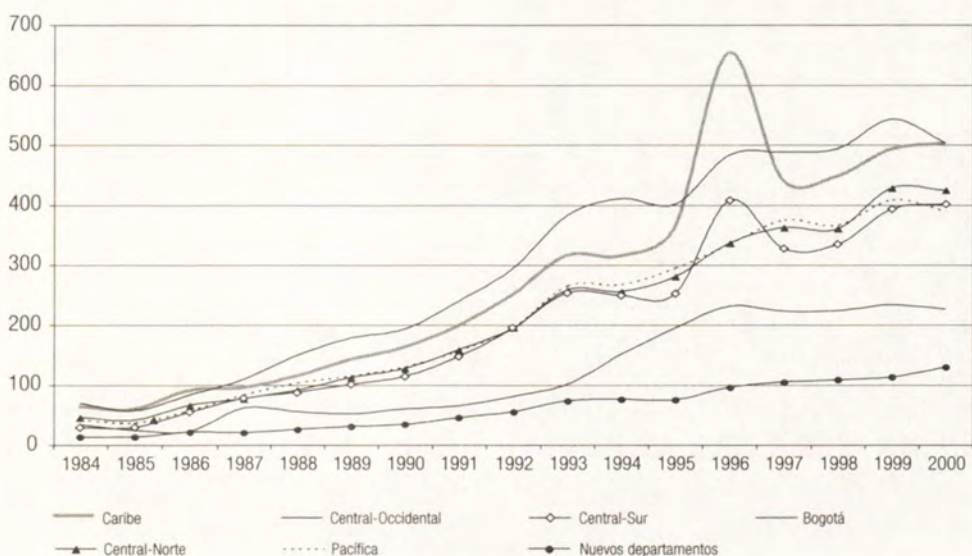
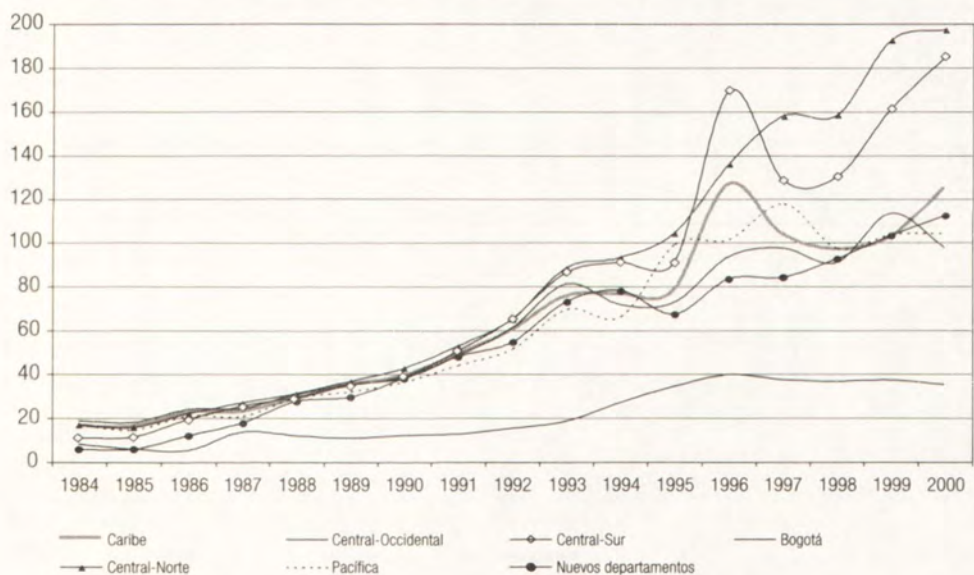


Gráfico 43. Participación per cápita de los municipios en los Ingresos Corrientes de la Nación agrupados por regiones, 1984–2000 (Miles de millones de pesos de 2000)



FUENTE: Ministerio de Hacienda, Dirección de Apoyo Fiscal – Contraloría General de la República y cálculos de los autores.

Gráfico 44. Participación regional de los municipios en los ICN versus participación regional en el PIB, 1984-2000

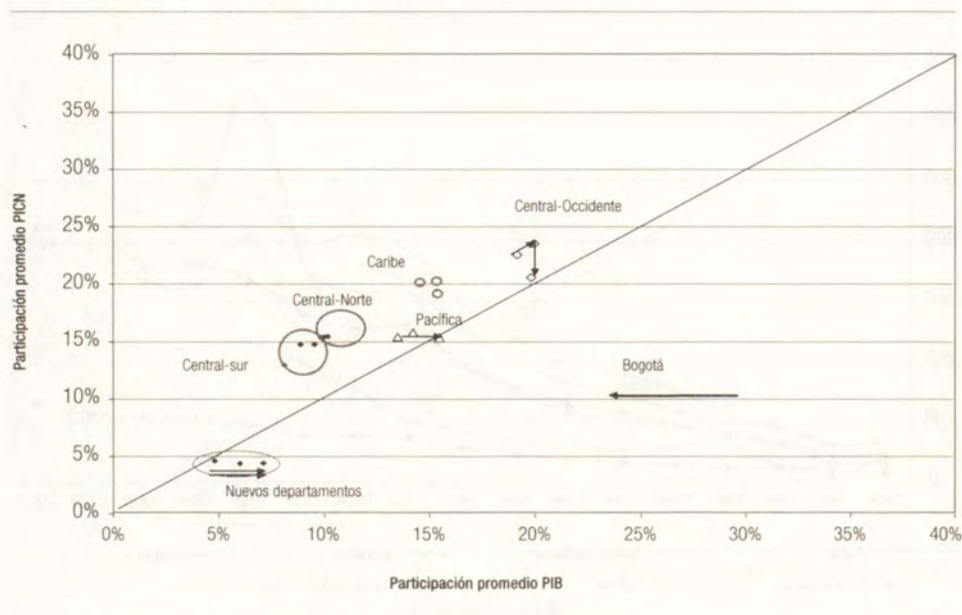
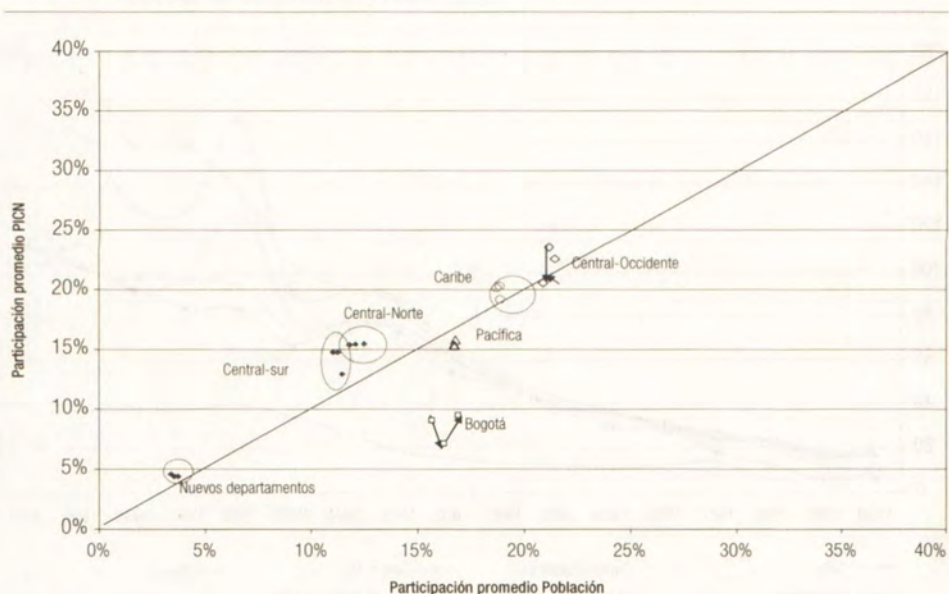


Gráfico 45. Participación regional de los municipios en los ICN versus participación regional de la población, 1984 - 2000



FUENTE: Ministerio de Hacienda, Dirección de Apoyo Fiscal – Contraloría General de la República y cálculos de los autores.

Bibliografía

- ALESINA, Alberto, Alberto Carrasquilla y Juan J. Echavarría, "Decentralization in Colombia", *Documento de trabajo*, núm. 15, Fedesarrollo, 2000.
- ANGELL, Allan, Pamela Lodwen y Rosemary Thorp, *Decentralizing Development: The Political Economy of Institutional Change in Colombia and Chile*, Queen Elizabeth House Series in development studies, Oxford, 2001.
- ARMSTRONG, Harvey y Jim Taylor, *Regional Economics and Policy*, Blackwell Publishers, 3ª. ed., 2000.
- BARRO, Robert y Xavier Sala-i-Martin, *Economic Growth*, McGraw Hill, 1995.
- BARRO, Robert y Xavier Sala-i-Martin, "Convergence Across States and Regions" *Brookings papers on Economic Activity*, núm. 1, 1991.
- BONET, Jaime, *Decentralization: A Regional policy?*, REAL, Universidad de Illinois, mimeo, 2002.
- BONET, Jaime y Adolfo Meisel, "La convergencia regional en Colombia: una visión de largo plazo, 1926-1995", en *Coyuntura Económica*, VOL. 29, núm. 1, 1999.
- _____, "Comentario acerca del proyecto de ley para reglamentar los artículos 356 y 357", *Revista Económicas CAC*, núm. 21, Facultad de Economía de la Corporación Unicosta, enero-diciembre, 1993.
- BUCHANAN, J.M., "Federalism and Fiscal Equity", *The American Economic Review*, VOL. 40, September, 1950, p. 583-99.
- CADENA, Ximena, "¿La descentralización emperreza?", *Documentos Cede*, núm. 2002-08, Universidad de los Andes, agosto, 2002.
- CÁRDENAS, Mauricio y Adriana Pontón, "Growth and convergente in Colombia: 1950-1990", *Journal of Development Economics*, VOL. 47, 1995.
- CÁRDENAS, Mauricio y Adriana Pontón, "Convergencia y migraciones inter-departamentales en Colombia: 1950-1989", *Coyuntura Económica*, VOL. 23, núm. 1, 1993.
- CONFIS, "La reforma a las transferencias territoriales", *Documento Asesores* 08/2001, agosto, 2001.
- ECHAVARRÍA, Juan J., "Colombia en la década de los 90s: neoliberalismo y reformas estructurales en el trópico", *Coyuntura Económica*, VOL. XXX, núm. 3, Fedesarrollo, septiembre, 2000.
- ECHAVARRÍA, Juan J., Carolina Rentería y Roberto Steiner, *Decentralization and Bailouts in Colombia*, Fedesarrollo, 2002.
- GARCÍA, Jorge, "De cómo el modelo económico colombiano impidió el desarrollo de las regiones atrasadas", en H. Calvo y A. Meisel (editores), *El rezago de la costa Caribe colombiana*, 1999.

- GIL, Carlos, Pedro Pascual y Manuel Rapún, "Decentralization and Regional Economic Disparities", *Documento de Trabajo* presentado para el 42º Congreso de la Asociación Europea de Ciencia Regional, Dortmund, 2002.
- GIUGALE, Marcelo, Oliver Lafourcad y Connie Luff; *The Economic Foundation of Peace*, Banco Mundial, diciembre, 2002.
- HERNÁNDEZ, Alicia, (coordinadora), *¿Hacia un nuevo federalismo?*, Fondo de Cultura Económica de México, 1996.
- IREGUI, Ana María, Jorge Ramos y Luz A. Saavedra, "Análisis de la descentralización en Colombia", *Borradores de Economía*, núm. 175, Banco de la República, marzo, 2001.
- JUNGUITO, Roberto, Ligia Melo y Martha Misas, "La descentralización fiscal y la política macroeconómica", *Borradores de Economía*, núm. 35, Banco de la República, 1995.
- KRUGMAN, Paul, and Raul Elizondo, "Trade policy and the Third World Metropolis", *Journal of Development Economics*, VOL. 49, 1996.
- LOZANO, Ignacio, "Colombia's Public Finance in the 1990's: A Decade of Reforms, Fiscal Imbalances, and Debt", *Borradores de Economía*, núm. 174, Banco de la República, marzo, 2001.
- MA, Jun, "Intergovernmental Fiscal Transfer: A Comparison of Nine Countries (Cases of the united States, Canada, the united Kingdom, Australia, Germany, Japan, Korea, India, and Indonesia)", *World Bank Working Paper*, 1997.
- MUSGRAVE, Richard y Peggy Musgrave, *Hacienda pública: Teórica y aplicada*, McGraw-Hill editores, 1999.
- OATES, Wallace, "An Economic Approach to Federalism", en S. Baker y C. Elliot (editores) *Readings in Public Sector Economics*, Lexington, 1990.
- PRUD'HOMME, R. "On the Dangers of Decentralization", *World Bank Economic Review*, núm. 9, 1995.
- RIVERA, Rodrigo, *Hacia un nuevo federalismo fiscal para Colombia*, Editorial Oveja Negra, 2001.
- SANTAMARÍA, Mauricio, José F. Arias y Patricia Camacho, "Exposición de motivos de la reforma a la Ley 60 de 1993. Sector educación y sector salud", *Archivos de Economía*, núm. 173, Departamento Nacional de Planeación, diciembre, 2001.
- SANCHEZ, Fabio, Michael Smart y Juan G. Zapata, "Intergovernmental Transfers and Municipal Finance in Colombia", *Documento de Trabajo*, Fedesarrollo, 2002.
- SÁNCHEZ, Fabio, "Evaluación de la descentralización municipal en Colombia", *Archivos de Economía*, núm. 160, Departamento Nacional de Planeación, noviembre, 2001.
- SÁNCHEZ, Fabio, y Jairo Núñez, *Descentralización, pobreza y acceso a los servicios sociales: ¿Quién se benefició del gasto público social en los noventa?*, Serie Política Fiscal 113, CEPAL, División de Desarrollo Económico, 2000.

- SHAH, Anwar, "Fiscal Federalism and Macroeconomic Governance: For Better or For Worse", *World Bank Working Paper* 2005, 1998.
- SHAH, Anwar, "A Fiscal Need Approach to Equalization", *Canadian Public Policy*, núm. 22, 1996.
- VILORIA, Joaquín, "Riqueza y despilfarro: La paradoja de las regalías en Barrancas y Tolú", *Documentos de Trabajo sobre economía regional*, núm. 28, Banco de la República, 2002.
- ZAPATA, Juan, Olga L. Acosta y Adriana González, "Evaluación de la descentralización municipal en Colombia, ¿se consolidó la sostenibilidad fiscal de los municipios colombianos durante los años noventas?", *Archivos de Economía*, núm. 165, Departamento Nacional de Planeación, diciembre, 2001.

Integración regional de los mercados laborales en Colombia, 1984-2000

LUIS ARMANDO GALVIS APONTE*

I Introducción

LA INTEGRACIÓN DEL MERCADO laboral reviste gran importancia por cuanto al interior de un país existe mayor movilidad de la mano de obra que a nivel internacional. Dado que no existen barreras institucionales o legales que impidan la migración de la población entre las diferentes regiones, las brechas salariales que afectan la distribución del ingreso entre las regiones deberían reducirse paulatinamente.

¿Está integrado el mercado laboral en Colombia? ¿Existe suficiente movilidad de la mano de obra para acortar las brechas salariales entre regiones? ¿Se ha mejorado la distribución del ingreso territorial en los últimos años? El propósito del presente trabajo se centra en la primera pregunta para ir aportando evidencia en torno a los demás interrogantes que son de gran importancia para el desarrollo de un país como Colombia.

En Colombia se han realizado dos trabajos en torno al tema de la integración del mercado laboral. Oskar Nupia hizo un análisis de la integración espacial de los mercados laborales de las cuatro principales áreas metropolitanas y para los mercados rurales durante el período 1976-1995. Al asimilar la integración de los mercados a la cointegración de los salarios, Nupia encuentra que el mercado laboral de Barranquilla está segmentado respecto de las otras tres principales ciudades.¹ El trabajo de Nupia se limita a con-

* El autor agradece los comentarios de Adolfo Meisel a una versión preliminar de este documento. El documento también se benefició de la colaboración de Igor Esteban Zuccardi y Juan David Barón.

¹ Oskar Nupia, "Integración espacial de los mercados laborales: evidencia para las regiones colombianas", *Desarrollo y sociedad*, núm. 40, septiembre, 1997.

siderar los salarios de los trabajadores no calificados para poder compararlos con los de las áreas rurales.

Carlos Felipe Jaramillo, Óskar Nupia y Carmen Astrid Romero desarrollan su análisis desde 1945 hasta 1998, plantean una definición de integración de los mercados laborales que es equiparada a la cointegración de los salarios entre diferentes zonas del país.²

Una de las falencias del trabajo de Jaramillo *et al.*, es que el período de análisis es lo suficientemente amplio como para que se hubieran considerado cambios estructurales importantes que se presentaron en Colombia durante dicho período: es claro que las condiciones de comunicación, en especial de infraestructura vial y telecomunicaciones, eran muy diferentes en la década de los cincuenta frente a las existentes en épocas recientes. Esas diferencias en la infraestructura inciden en la conectividad de las diferentes regiones, con lo cual las condiciones de integración del mercado laboral, de igual manera, “padecen” de diferencias cualitativas en las posibilidades de integración por la vía de la movilidad de la mano de obra y el mayor volumen de transacciones de bienes entre regiones o puntos geográficos.

En adición a lo anterior, el trabajo de Jaramillo *et al.*, se centra en el segmento de la mano de obra con baja calificación. Estos autores consideran los mercados urbanos enfrentados a los mercados rurales, en los cuales la sustitución de la mano de obra es baja, puesto que aquel segmento de la mano de obra que posee baja calificación tiene restricciones en su movilidad, dadas las limitaciones en los medios requeridos para asumir los costos de migración, con lo cual hablar de la integración de su mercado laboral en cierta forma sería como hablar de la integración de un mercado de bienes no transables. Esto nos lleva a pensar que sería más consistente el análisis de la integración de la mano de obra calificada que labora en los centros urbanos, con mayores posibilidades de movilidad entre regiones y con mayor grado de homogeneidad.

En este sentido, el presente trabajo analiza la integración del mercado laboral urbano considerando la calificación de la mano de obra y se encuentran resultados diferentes al interior de los segmentos en que se clasifica la

² Carlos Felipe Jaramillo, Óskar Nupia y Carmen A. Romero, “Integración del mercado laboral colombiano: 1945-1998”, En: Adolfo Meisel Roca (Ed.), *Regiones, ciudades y crecimiento económico en Colombia*, Banco de la República, Bogotá, 2001.

población ocupada. Se propone una revisión de la noción de integración del mercado laboral en términos de la cointegración y la convergencia estocástica de los salarios.

II Los salarios reales urbanos

El análisis de la integración del mercado laboral se llevó a cabo evaluando la relación existente entre los salarios locales a nivel de las principales áreas metropolitanas –Bogotá, Cali, Medellín, Barranquilla, Manizales, Bucaramanga y Pasto–, para las cuales existe información trimestral en la Encuesta Nacional de Hogares, ENH, en un período largo de tiempo. El período de análisis comprende los años 1984-2000 con una frecuencia trimestral. Antes de 1984 la ENH se realizaba trimestralmente sólo para las cuatro principales áreas metropolitanas –Bogotá, Cali, Medellín y Barranquilla– y desde 1984 se incluyeron continuamente Manizales, Bucaramanga y Pasto.

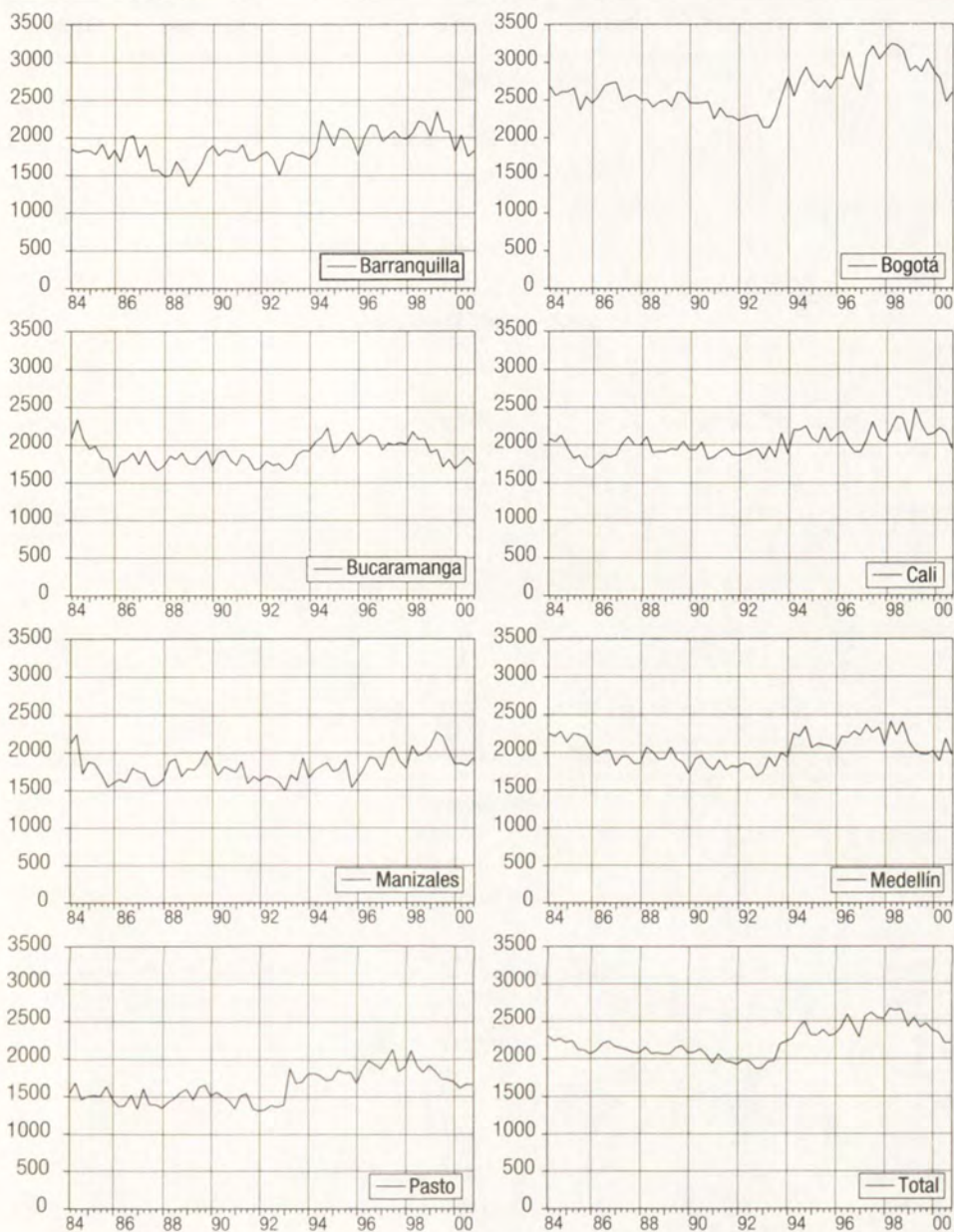
Para la construcción de las series de salarios se calcularon promedios de los ingresos totales reportados en la ENH y se calculó el salario por hora teniendo en cuenta el número de horas trabajadas en promedio a la semana. No se tuvieron en cuenta los registros de las personas que no reportan ingreso.

Al tener las series de salario promedio por hora en las diferentes áreas metropolitanas según nivel educativo, se procedió a calcular el salario real por hora, utilizando el índice de precios al consumidor –IPC–. Con el fin de evitar la utilización de un mismo deflactor para grupos de individuos con diferenciales significativos en los salarios, se utilizó el IPC de ingresos medios para deflactar los salarios de los ocupados con educación secundaria y superior, así mismo, se utilizó el IPC para ingresos bajos para deflactar los salarios de los individuos con educación primaria o ninguno. Los resultados se presentan en el gráfico 1.

Uno de los resultados que se debe resaltar es que existe una brecha bastante pronunciada entre los salarios de la mano de obra sin calificación y la que tiene un nivel educativo medio o superior (ver anexo 1). Así, pues, al realizar una estimación de las relaciones en los salarios en diferentes regiones, sin tener en cuenta el factor educativo, puede llevar a conclusiones erróneas.

Con el fin de realizar un análisis intuitivo de cuáles son las relaciones que se presentan entre los salarios reales se evalúan las correlaciones existentes entre las series generadas a partir de la ENH.

Gráfico 1. Salarios reales urbanos 1984-2000 en pesos de 1998 (por hora)



FUENTE: Cálculos del autor con base en DANE-ENH.

Cuadro 1. Matriz de correlaciones de los salarios urbanos según nivel educativo, 1984-2000

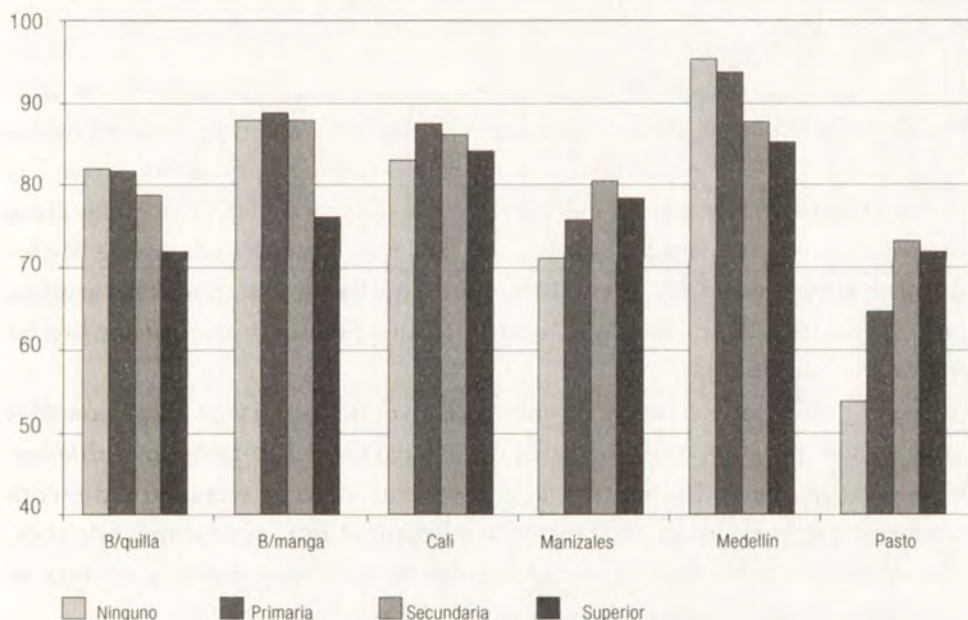
	B/quilla	Bogotá	B/manga	Cali	Manizales	Medellín
TOTAL						
Bogotá	0,66					
B/manga	0,52	0,57				
Cali	0,51	0,63	0,48			
Manizales	0,51	0,57	0,44	0,59		
Medellín	0,52	0,66	0,74	0,45	0,43	
Pasto	0,65	0,73	0,62	0,57	0,52	0,64
NINGÚN NIVEL EDUCATIVO						
Bogotá	0,04					
B/manga	0,02	0,17				
Cali	0,22	0,16	0,18			
Manizales	0,01	0,20	0,09	0,18		
Medellín	0,33	0,15	0,08	0,17	0,27	
Pasto	0,16	0,28	-0,04	0,27	0,00	0,15
PRIMARIA						
Bogotá	0,43					
B/manga	0,56	0,55				
Cali	0,44	0,42	0,56			
Manizales	0,33	0,36	0,32	0,35		
Medellín	0,51	0,67	0,49	0,41	0,38	
Pasto	0,36	0,67	0,62	0,50	0,35	0,59
SECUNDARIA						
Bogotá	0,53					
B/manga	0,48	0,69				
Cali	0,30	0,44	0,61			
Manizales	0,39	0,49	0,52	0,47		
Medellín	0,55	0,67	0,63	0,50	0,51	
Pasto	0,50	0,66	0,68	0,36	0,43	0,70
SUPERIOR						
Bogotá	0,65					
B/manga	0,30	0,52				
Cali	0,44	0,58	0,49			
Manizales	0,50	0,60	0,43	0,56		
Medellín	0,56	0,68	0,65	0,55	0,55	
Pasto	0,51	0,69	0,52	0,50	0,56	0,56

FUENTE: Cálculos del autor con base en DANE-ENH.

Según se muestra en el cuadro 1 las correlaciones en los salarios entre las diferentes áreas metropolitanas aumentan en la medida que se incrementa el nivel educativo. Esto es, considerando que la mayor correlación de los salarios implica una mayor integración del mercado laboral, éste se encuentra más integrado para la población ocupada que alcanza un mayor nivel educativo. Este resultado puede ser atribuible a que la población con nivel educativo más alto presenta una mayor movilidad y, en ese sentido, los salarios de esta población deben observar un comportamiento similar, en la medida en que cuando en una determinada área geográfica los salarios se incrementan, deben existir respuestas en el mismo sentido en las demás áreas.

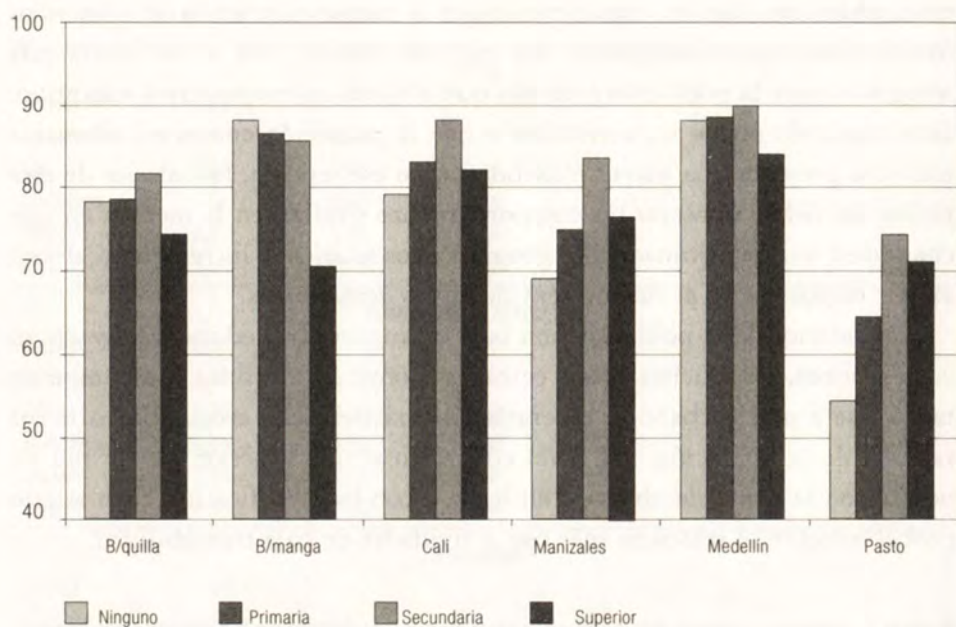
Los salarios de la población con bajo o ningún nivel educativo presentan correlaciones, en muchos casos, cercanas a cero. Ello resulta consistente en tanto que a nivel urbano se esperaría que existiese una asociación entre los salarios de la población con nivel educativo alto o superior. Lo mismo no ocurre con la mano de obra no calificada o con baja calificación cuyo salario probablemente se relaciona más con actividades de baja transabilidad.

Gráfico 2. Salarios urbanos por nivel educativo como porcentaje de los salarios en Bogotá (Promedio 1984-2000)



FUENTE: Cálculos del autor con base en DANE-ENH.

Gráfico 3. Salarios urbanos por nivel educativo como porcentaje de los salarios en Bogotá (Promedio 1996-2000)



FUENTE: Cálculos del autor con base en DANE-ENH.

Del cuadro 1 también es importante resaltar la alta correlación de los salarios de Bogotá con las demás ciudades. Esa alta correlación se presenta incluso al desagregar el comportamiento de los salarios según nivel educativo.

En el gráfico 2 se muestra el nivel de los salarios de las principales áreas metropolitanas comparados con Bogotá. Los más similares son los de Medellín, Bucaramanga y Cali. Medellín y Barranquilla presentan un caso atípico, pues los salarios de los niveles educativos bajos presentan una menor brecha frente a los de Bogotá.

En el gráfico 2 se muestra de nuevo el nivel de los salarios respecto a Bogotá, para el período 1996-2000. El cuadro para este sub-período es diferente: con excepción de Bucaramanga, el nivel educativo de secundaria presenta la menor brecha en los salarios respecto a Bogotá. Como se verá más adelante, este nivel educativo resulta ser el segmento más homogéneo y en éste se encuentra fuerte evidencia de integración del mercado laboral.

III Marco teórico

Los diferenciales en los precios entre dos o más economías se han interpretado como un índice de segmentación del mercado. La integración del mercado lleva a que esos diferenciales se reduzcan, o desaparezcan con el tiempo. En correspondencia, en el mercado laboral la persistencia en los diferenciales salariales es también un índice de segmentación. Por estas razones, en nuestro trabajo la definición de integración del mercado se referirá a la existencia de convergencia en los salarios.

Entre regiones pueden permanecer ciertos diferenciales en los precios de la mano de obra a través del tiempo, compatibles con una baja movilidad de la mano de obra y ello no implica que el mercado no esté integrado. Esos diferenciales se pueden mantener en la medida que sean compensados con la valoración que se hace de los *amenities* asociados a una determinada área geográfica,³ o bien porque los diferenciales salariales no compensan el costo de migrar. Ahora bien, si ese diferencial se hace cada vez más grande se crean incentivos para que la mano de obra se desplace hacia las zonas donde la ganancia salarial esperada sea mayor.⁴

Así, pues, la definición de la integración de un mercado no implica necesariamente que los precios tengan que ser iguales entre sí. Una definición de integración muy simple podría proponerse en términos de la ausencia de tendencias marcadas en los precios relativos de los mercados. La teoría económica plantea que cuando en un determinado mercado se incrementan los precios relativos, las fuerzas del mercado tienden a eliminar esos diferenciales. El supuesto detrás de este mecanismo de ajuste es naturalmente que no existen barreras a la movilidad de productos y factores entre dichos mercados, en otras palabras, que los mercados estén integrados.

La igualación de los precios de la mano de obra se relaciona igualmente con la integración del mercado en términos de los planteamientos del modelo de Heckscher-Ohlin, en donde un aumento en los intercambios comerciales lleva a la igualación de los precios de los factores, o en términos del

³ Es decir que un empleado puede permanecer en una región donde obtiene un menor salario porque encuentra atractivo vivir en ese lugar.

⁴ Véase: John Luke Gallup, "Theories of Migration", *HIID Development Discussion Paper*, núm. 569, Harvard University, 1997.

denominado efecto Stolper-Samuelson que predice que la igualación de los precios de los bienes entre dos mercados tiende a igualar los precios de los factores.

En la definición que proponen Jaramillo *et al.* (2001) los mercados laborales están integrados si los salarios están cointegrados. Estos autores plantean que para propósitos de su estudio, “*existe integración entre los mercados laborales de dos o más regiones si sus series salariales respectivas no son estacionarias y además exhiben tendencias estocásticas comunes*”.⁵

Aquí hay que aclarar que la definición de integración de mercados a través de la existencia de cointegración en las series de salarios simplifica exageradamente la verdadera condición de integración, en tanto que la cointegración en los salarios es una condición necesaria, mas no suficiente para la definición de la integración o segmentación del mercado. Más aún, hay que considerar que, como lo plantean Jaramillo *et al.*: “*La cointegración entre dos series puede ser consistente con un diferencial creciente, decreciente o constante, dependiendo de los valores de los parámetros de la relación*”.⁶ Pues bien, si existe un diferencial creciente en los salarios, ¿podría decirse que los mercados laborales están integrados? Al parecer la respuesta más obvia es que no.

En consecuencia, la definición de la integración del mercado que adoptamos se cumple si existe convergencia en los precios. En el caso del mercado laboral, la integración del mercado estará determinada por la convergencia en los salarios.

Según Michael Knetter y Matthew Slaughter la versión absoluta de “ley de precio único” provee un “criterio natural” para evaluar la integración de los mercados.⁷ Su análisis sobre la integración de los mercados se concentra principalmente en evaluar la reducción de los diferenciales de precios examinando la existencia de convergencia. La metodología de Knetter y Slaughter parece más acertada que el simple hecho de equiparar la integración a la cointegración en los precios.

Es importante anotar aquí una implicación que involucra la integración del mercado y su relación con el orden de integración de las series y la hipótesis de la paridad de poder adquisitivo, PPA, ajustada al mercado laboral.

⁵ Jaramillo *et al.* (2001). *Op. cit.*, p. 93.

⁶ *Ibid*, p. 94.

⁷ Michael Knetter and Matthew Slaughter, “Measuring Product-Market Integration”, *NBER Working Paper*, núm. 6969, Cambridge, 1999. p. 8.

La versión absoluta de la hipótesis de paridad de poder adquisitivo⁸ es una generalización de la *ley de precio único* que plantea la igualación de los precios entre dos países bajo condiciones de flexibilidad de precios y libre movilidad de las mercancías. Empíricamente la hipótesis de PPA se cumple cuando la serie de tipo de cambio real es estacionaria. Esto es, cuando los precios relativos entre los dos países no presentan raíces unitarias.

En términos del tipo de cambio, la hipótesis de PPA plantea que a largo plazo los precios tienden a igualarse en términos de su poder de compra, de tal manera que los precios de la economía doméstica i , P_i , pueden expresarse como el producto del tipo de cambio nominal, π , y los precios externos, P^e :

$$P_i = \pi P_i^e \quad [1]$$

En nuestro caso podría plantearse paridad del poder de compra de la mano de obra bajo ciertas condiciones: asumiendo que el tipo de cambio al interior del país es igual a la unidad, tomando los salarios relativos como los precios relativos de la mano de obra y considerando a esta última como un bien transable. El resultado nos arroja evidencia de la integración del mercado en la medida que se cumpla la PPA.

En este caso, la versión absoluta de la PPA puede plantearse en términos de la relación entre los salarios de la región i , W_i , frente a los de la región j , W_j , así:⁹

$$\log W_i = \alpha + \beta \log W_j + \varepsilon_i \quad [2]$$

La hipótesis para contrastar es la existencia de cointegración entre los salarios de la región i y los de la región j , evaluando adicionalmente la restricción de que $\alpha=0$ y $\beta=1$. Un contraste menos restrictivo se plantea al evaluar

⁸ Derivada de una estricta interpretación de la *ley del precio único*. También existe la versión relativa de la PPA que plantea que la variación porcentual del tipo de cambio es igual a la diferencia entre la inflación doméstica y la internacional.

⁹ Esta metodología sigue la aplicación realizada por Irene Olloqui y Simón Sosvilla, "Paridad de poder adquisitivo y provincias españolas, 1940-1992", *Documentos de trabajo FEDEA*, núm. 2000-24, FEDEA, España, 2000.

simplemente la hipótesis de que $\beta=1$, considerando la existencia de una constante en la diferencia de los precios a través del tiempo.¹⁰ El cumplimiento de la hipótesis de PPA requiere en ambos casos que las series hayan convergido puesto que se debe cumplir que $\beta=1$.

De esta manera, haciendo el símil con el mercado de bienes y la hipótesis de PPA planteamos que, en términos prácticos, la integración del mercado laboral se evalúa a través de la relación de los salarios del personal ocupado en cada área metropolitana: si los salarios de dos o más regiones convergen, el mercado laboral en dichas regiones está integrado. Si $\alpha=0$ y $\beta=1$ las series habrán convergido a un mismo valor; si $\alpha \neq 0$ las series habrán convergido a una constante igual a α . En este caso las diferencias en los salarios pueden estar explicadas, como se mencionó antes, por los costos de transporte, los *amenities*, etc.

En este sentido se debe plantear el tipo de convergencia que se va a analizar: en la literatura sobre crecimiento económico se estudia la convergencia tipo β (beta) en la cual, en análisis de corte transversal, se plantea una relación negativa entre las tasas de crecimiento del nivel de producto y su nivel inicial, de tal manera que a través del tiempo quienes inician con un nivel de producto bajo y crecen muy rápido van a "alcanzar" a quienes inician con un nivel de producto alto, pero que crecen más lento. Cabe anotar, sin embargo, que este análisis referido a datos de corte transversal no permite identificar cuáles regiones o países están convergiendo y cuáles no.

Por otra parte, para que se cierre la brecha entre los niveles de ingreso no es suficiente con que se cumpla la convergencia tipo β : es necesario, además, que la variabilidad entre los niveles de producto se reduzca a través del tiempo, lo que en la literatura se conoce como convergencia σ (sigma).

Andrew Bernard y Steven Durlauf (1994) proponen definiciones importantes sobre el tema de la convergencia haciendo alusión a los tests utilizados en los trabajos sobre crecimiento económico,¹¹ pero centran su análisis en lo que denominan la "convergencia estocástica". Bernard y Durlauf plantean que, dado un conjunto de información, \mathfrak{I}_t , en el tiempo t , dos

¹⁰ Un análisis detallado de la hipótesis de PPA se encuentra en: Keith Pilbeam, *International Finance*, Macmillan Press, London, 1998.

¹¹ Véase: Andrew B. Bernard and Steven N. Durlauf, "Interpreting Tests of the Convergence Hypothesis", *Technical Working Paper NBER*, núm. 159, 1994.

economías j y j^* convergen si el pronóstico de largo plazo de producto per cápita tiende a igualarse:

$$\lim_{T \rightarrow \infty} E[y_j(t+T) - y_{j^*}(t+T) | \mathfrak{F}_t] = 0 \quad [3]$$

Así, pues, estos autores proponen que la convergencia en el análisis de series temporales se cumple cuando en un horizonte temporal los diferenciales del producto entre dos economías son transitorios, lo cual implica que los diferenciales de producto no deben tener raíces unitarias ni tendencias, pues así los shocks en las diferencias en el producto tenderían a persistir hacia el futuro. Así mismo, para que exista convergencia en los niveles de producto las series (en niveles) deberían estar cointegradas con la condición de que el vector de cointegración sea de la forma $[1, -1]$. Nótese que este análisis se limita al caso de la convergencia de forma bivariada.

En el caso multivariado es importante recordar que si se tienen P variables, puede existir un número r de vectores de cointegración y por consiguiente un número $P-r$ de tendencias estocásticas comunes.¹² Partiendo de esta definición se plantea que en series temporales la convergencia requiere que exista cointegración entre las variables involucradas y que los vectores de cointegración de cada una de las variables sean de la forma $[1, -1]$.¹³ Sin embargo, no es suficiente con el hecho de que las series estén cointegradas para que exista convergencia: es necesario además que si se tienen P variables, con r vectores de cointegración de la forma $[1, -1]$, $P-r$ debe ser igual a la unidad, para que exista una sola tendencia estocástica común entre las series analizadas, esto es, "convergencia completa" entre las mismas.¹⁴ Cuando se presenta el caso de que $P-r$ es mayor que la unidad se dice que existe "con-

¹² Véase Robert Engle and C.W.J., Granger, "Co-integration and error correction: Representation, Estimation, and Testing", *Econometrica*, núm. 55, 1987. Phillip Hans Franses, *Time Series Models for Business and Economic Forecasting*, Cambridge University Press, 1998.

¹³ Véase: Steven N. Durlauf and Danny Quah, "The New Empirics of Economic Growth", *Handbook of Macroeconomics*, Elsevier, 1999.

¹⁴ Véase: Andrew B. Bernard and Steven N. Durlauf, "Convergence in International Output", *Journal of Applied Econometrics*, VOL.1, núm. 2, 1995. p. 102.

vergencia parcial", pues las series presentan más de una tendencia estocástica común.¹⁵

Por lo antes expuesto, es que se plantea que por el hecho de que las series de salarios estén cointegradas no se puede plantear que existe integración del mercado laboral, pues ello va a depender de los resultados en términos de la convergencia y del número de tendencias estocásticas comunes que presenten las series.

La definición de tendencia común en términos multivariados en el marco analítico de Bernard y Durlauf se tiene en función de la proporcionalidad de las series a través del tiempo. De acuerdo con estos autores un número P de variables tiene una tendencia común si el pronóstico de largo plazo es proporcional. Con esto, si existe más de una tendencia estocástica común las series no serán, de conjunto, proporcionales entre sí.

Dada la importancia del concepto de cointegración es necesario desarrollar esta metodología para entrar a considerar la existencia de convergencia y de integración de mercados. Para este efecto se emplea la metodología de Johansen, puesto que ésta nos provee un marco analítico en donde se superan las deficiencias encontradas en el análisis de cointegración uniecuacional. Además, con la metodología de Johansen se evitan los sesgos que se encuentran al colocar una de las variables analizadas en función de otra (u otras) sin un conocimiento previo de las condiciones de exogenidad de las variables.

La metodología de Johansen para cointegración parte de considerar un modelo VAR(k) en donde:

$$z_t = A_1 z_{t-1} + \dots + A_k z_{t-k} + \mu + \Psi D_t + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim N(0, \Sigma) \quad [4]$$

¹⁵ Aplicaciones de esta definición se encuentran en: David E. Giles, "Output Convergence and International Trade: Time Series and Fuzzy Clustering Evidence for New Zealand and Her Trading Partners", *Working Paper*, núm., 0102, University of Victoria, Canada, June, 2001; Mark Holmes, "Inflation Convergence in the ERM: Evidence for Manufacturing and Services", *International Economic Journal*, VOL. 12, núm. 3, 1998. Nlandu Mamingi, "Testing for Convergence and Common Features in International Output: The Case of The Eastern Caribbean Countries", *Journal of Eastern Caribbean Studies*, VOL. 24, núm. 3, 1999; Amalia Morales "Inflation Convergence by Sectors in the EU: Structural Breaks and Common Factors", VII Jornadas de Economía Internacional, Universidad de Alcalá, February, 2001; Irene Olloqui, Simón Sosvilla y Javier Alonso, "Convergencia en precios en las provincias españolas", *Documento de trabajo FEDEA*, núm. 99-04, FEDEA, España, 1999.

en este caso z_t es un vector de variables integradas de orden 1, de rango $(P \times 1)$, μ es una constante y D_t es un vector de variables exógenas o no estocásticas que bien pueden ser *dummies* estacionales o *dummies* de intervención.

La ecuación [4] es reformulada en términos del modelo de corrección de errores de tal manera que:

$$\Delta z_t = \Gamma_1 \Delta z_{t-1} + \Gamma_2 \Delta z_{t-2} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta z_{t-k+1} + \Pi z_{t-1} + \mu + \Psi D_t + \varepsilon_t$$

la matriz Π es de orden $P \times r$ con P el número de variables y r el número de vectores de cointegración. Π puede ser expresada como $\alpha\beta'$ siendo α la velocidad promedio de ajuste del corto plazo hacia el equilibrio de largo plazo. β es un vector que describe las relaciones de largo plazo. El número de vectores linealmente independientes nos da el rango de Π , o lo que es lo mismo, el número de vectores de cointegración. Johansen propone dos pruebas de máxima verosimilitud para hallar el rango de la matriz Π , la prueba de la traza y la del máximo valor propio. Todos los procedimientos para desarrollar la metodología se encuentran en el módulo CATS bajo RATS.¹⁶

En el anterior sistema se puede considerar la existencia de componentes determinísticos tales como tendencia e intercepto y de acuerdo con ello se pueden tener diferentes tipos de modelos y, a su vez, diferentes pruebas por realizar para evaluar la existencia de cointegración. De esta manera se pueden tener 5 tipos de modelos de la siguiente forma:

Modelo 1: es el modelo más simple, en el cual no existen componentes determinísticas.

Modelo 2: se considera la existencia de un intercepto en la relación de cointegración.

Modelo 3: se considera una tendencia determinística en los niveles de las series.

Modelo 4: en este modelo se considera la existencia de una tendencia en la relación de cointegración.

¹⁶ Una descripción completa del análisis de cointegración bajo Johansen se encuentra en: Martha Misas y Hugo Oliveros, "Cointegración, exogeneidad y crítica de Lucas. Funciones de demanda de dinero en Colombia: Un ejercicio más", *Borradores de Economía*, núm. 75, Banco de la República, Bogotá, 1997.

Modelo 5: es el modelo más complejo o que tiene el menor número de restricciones, pues considera incluso una tendencia cuadrática en los niveles de la serie.

IV Resultados

A. Dispersión de los salarios reales

El análisis de la integración de mercados se puede abordar desde diversas perspectivas. Una de ellas consiste en analizar la dinámica de los precios entre los diferentes mercados, respondiéndose interrogantes como ¿existe convergencia en los precios?, ¿comparten una misma tendencia?

Stephen Cecchetti, Nelson Mark y Robert Sonora evalúan estos interrogantes para los bienes transables y no transables en un grupo de ciudades de Estados Unidos.¹⁷ Esa convergencia en los niveles de precios se presume más probable al interior de un país que entre países, debido a que entre las regiones de un mismo país los mercados se encuentran más integrados. Siguiendo la metodología desarrollada por estos autores veamos qué ocurre con los precios de la mano de obra en las principales áreas metropolitanas en Colombia.

En el gráfico 4 se toma a los salarios reales por hora de Bogotá como numerario¹⁸ y se calcula un índice de salarios relativos de las demás áreas metropolitanas respecto a Bogotá. La selección de Bogotá como numerario obedece a la gran importancia que tiene esta ciudad en la economía nacional. En promedio, durante la década de 1980 y los inicios de la década de 2000, Bogotá ha concentrado más del 45% de los ocupados en las 7 principales áreas metropolitana.¹⁹

En el gráfico 4 se observa que Pasto presenta un comportamiento diferenciado en los salarios respecto del resto de áreas metropolitanas. Igual ocurre con Barranquilla, pero estas diferencias son particularmente notorias durante

¹⁷ Stephen Cecchetti, Nelson Mark and Robert Sonora, "Price Level Convergence Among United States Cities: Lessons for the European Central Bank", *NBER Working Paper*, núm. 7681, May, 2000

¹⁸ Los salarios de las áreas metropolitanas analizadas se normalizan por los salarios de Bogotá.

¹⁹ Según cifras de la Encuesta Nacional de Hogares, ENH, del DANE.

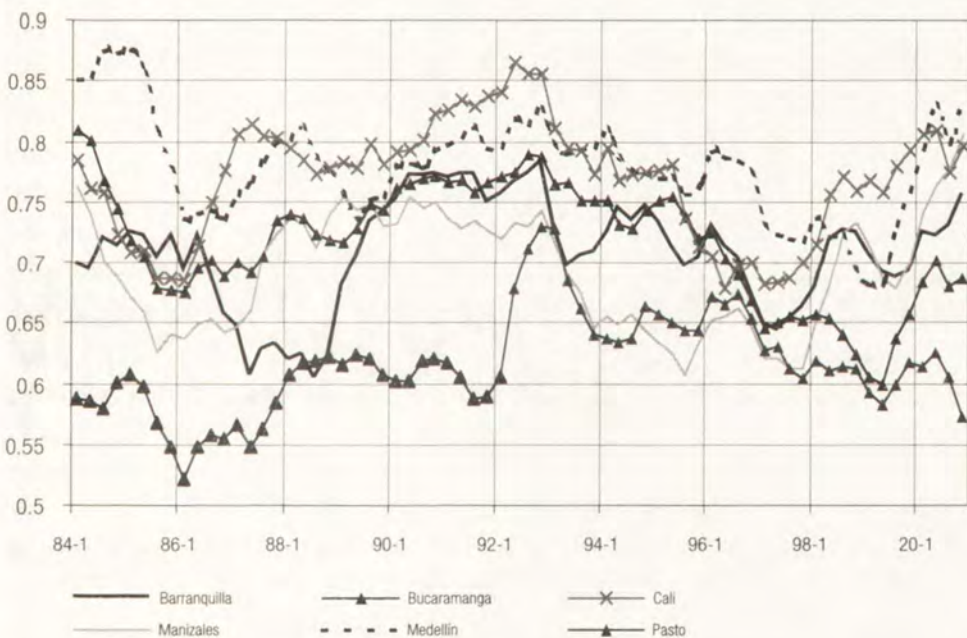
el período comprendido entre junio de 1986 y junio de 1989, pues en el resto de la serie la trayectoria seguida por los salarios de los barranquilleros es bastante similar a los de las demás ciudades.

El resultado que más resalta es que en ninguna de las ciudades analizadas se presenta una relación de salarios uno a uno frente a Bogotá. En promedio, en las demás ciudades los salarios sólo alcanzan a ser el 80% de los salarios por hora reales en comparación con el salario de Bogotá.

Se observa que al inicio del período Medellín presentó unos niveles de salarios relativamente altos que descendieron rápidamente hacia los niveles de las demás ciudades. También es notorio el fuerte crecimiento que tuvo el salario real de Cali entre 1989 y 1993 en relación con el salario de Bogotá. Por último, es importante observar que no se encuentran brechas que crezcan sistemáticamente en el tiempo.

Otro elemento que se debe destacar es que la dispersión en los salarios es más alta en ciudades como Pasto y Manizales, que en la mayoría de los casos presentan mercados laborales segmentados.

Gráfico 4. Salario real urbano relativo a Bogotá, 1984:1-2000:4
(promedio de orden 4)



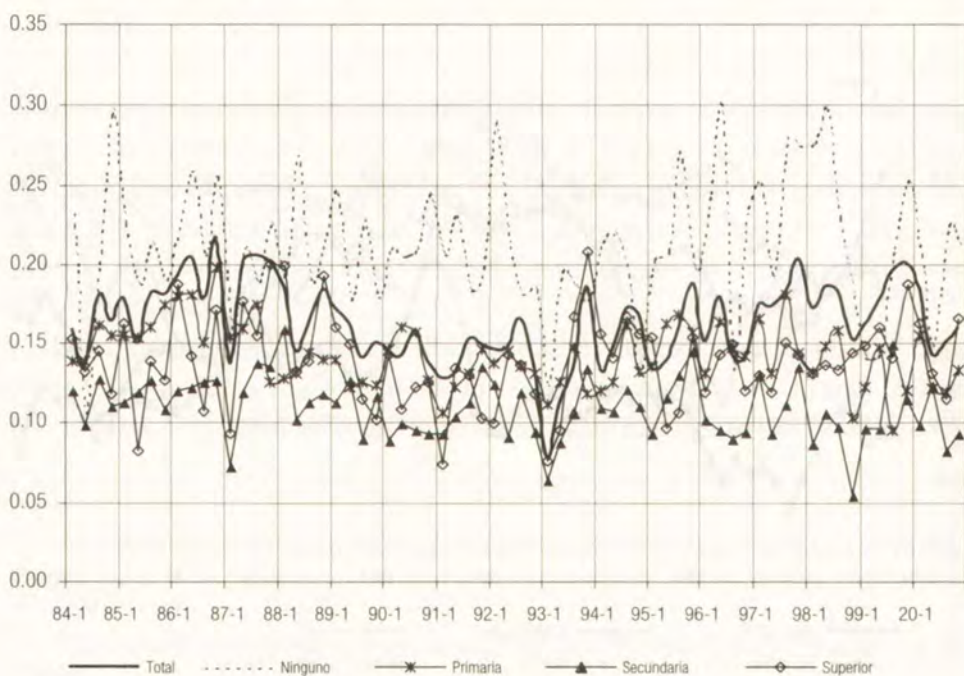
FUENTE: Cálculos del autor con base en DANE-ENH.

Para el análisis de la volatilidad o dispersión de los salarios urbanos se calculó el coeficiente de variación de los salarios reales entre las principales áreas metropolitanas según nivel educativo. Los coeficientes de variación no muestran una tendencia clara, pues hacia el inicio de la década de 1990 mostraban una leve reducción, pero a partir de allí se recuperan los niveles que habían alcanzado al inicio del período de análisis.

Según el nivel educativo hay un elemento que llama la atención, no por inesperado sino porque confirma una de las hipótesis planteadas en el trabajo, y es lo referente a que los ocupados con bajo o ningún nivel de calificación presentan una mayor brecha salarial frente a los de educación media y superior. Pero sobre todo, los salarios en estos niveles de baja calificación presentan una volatilidad bastante pronunciada y con ello, comportamientos bastante diferenciados entre las áreas metropolitanas (ver gráfico 5).

El análisis de series temporales desarrollado a partir de la evaluación de la existencia de raíces unitarias a través del Test de Dickey-Fuller, KPSS y

Gráfico 5. Coeficientes de variación de los salarios reales urbanos según nivel educativo



FUENTE: Cálculos del autor con base en DANE-ENH.

Phillips-Perron, nos muestra que todos los coeficientes de variación son estacionarios, con excepción del nivel educativo primaria (ver cuadro 2). Esto quiere decir que la dispersión de los salarios en las áreas metropolitanas tiene una media constante a través del tiempo. Además, ello implica que alguna desviación de su valor medio tiende a revertir nuevamente hacia el mismo. Es decir, que durante el período de estudio los diferenciales en los salarios reales de las áreas metropolitanas han permanecido relativamente estables.

Cuadro 2. Resultados de las pruebas de raíces unitarias sobre el coeficiente de variación de los salarios según nivel educativo

	ADF	KPSS	Phillips-Perron
Ninguno	Estacionaria	Estacionaria	Estacionaria
Primaria	No estacionaria	Estacionaria	No estacionaria
Secundaria	Estacionaria	Estacionaria	Estacionaria
Superior	Estacionaria	Estacionaria	Estacionaria
Total	Estacionaria	Estacionaria	Estacionaria

Nota: Debido a que en algunos casos los resultados de los tests aplicados no coinciden, se toma la decisión de acuerdo con la opción que se encuentra con más frecuencia. La decisión sobre el orden de integración aparece resaltada.

FUENTE: Cálculos del autor.

Los resultados mencionados son también una muestra de la existencia de integración del mercado laboral, en tanto que de aquí se puede derivar que los aumentos en la variabilidad de los salarios reales no son persistentes a través del tiempo, pues éstos tienden rápidamente a regresar a su nivel medio. En otras palabras, con excepción de los ocupados que alcanzan el nivel educativo de primaria, los salarios de los ocupados en las diferentes áreas metropolitanas tienden a moverse relativamente coordinados, en tanto su dispersión no tiene una tendencia estocástica en su comportamiento.

Ahora bien, este resultado podría ser consecuencia de que los salarios permanecen separados por la brecha que no se amplía ni se reduce sistemáticamente a través del tiempo, sin que ello necesariamente conduzca a que exista convergencia o divergencia de las series, o bien, que las series convergen a una constante.

B. ¿Paridad en los salarios urbanos?

Complementario a este análisis de la dispersión de salarios reales se calculan los salarios relativos y se evalúa su comportamiento durante el período

1984-2000. Como se mencionó, se toma a Bogotá como numerario para definir los salarios relativos, entre otras cosas, por el papel central que la economía de esta ciudad desempeña en el ámbito nacional.

En el cuadro 3 se muestran las pruebas de raíces unitarias de los salarios relativos en seis áreas metropolitanas: Barranquilla, Bucaramanga, Cali, Manizales, Medellín y Pasto. Según se muestra en el cuadro, con excepción de Barranquilla, todas las series de salarios relativos son estacionarias.

Cuadro 3. Pruebas de raíces unitarias sobre los salarios relativos
(Tomando a Bogotá como numerario)

	ADF	KPSS	Phillips-Perron
Barranquilla	No estacionaria	Estacionaria	No estacionaria
Bucaramanga	No estacionaria	Estacionaria	Estacionaria
Cali	Estacionaria	Estacionaria	Estacionaria
Manizales	Estacionaria	Estacionaria	Estacionaria
Medellín	No estacionaria	Estacionaria	Estacionaria
Pasto	Estacionaria	Estacionaria	Estacionaria

Nota: Debido a que en algunos casos los resultados de los tests aplicados no coinciden, se toma la decisión de acuerdo con la opción que se encuentra con más frecuencia. La decisión sobre el orden de integración aparece resaltada.

FUENTE: Cálculos del autor.

De acuerdo con los resultados mostrados en el cuadro 3, aplicando la metodología de Bernard y Durlauf (1994), se cumple la hipótesis de convergencia en los salarios reales en todas las áreas metropolitanas con excepción de Barranquilla.

¿Qué quiere decir este resultado? En términos generales la estacionariedad de una serie implica la existencia de un patrón estable y con movimientos tendientes a fluctuar alrededor de la media con varianza constante. Como se anotó, en nuestro caso este resultado podría interpretarse como una prueba de integración del mercado laboral en tanto los precios relativos no presentan una tendencia a crecer (decrecer) o a desviarse permanentemente de su valor medio.

Así, pues, se encuentra evidencia en torno a la existencia de convergencia en los salarios reales en las principales áreas metropolitanas de la manera como lo proponen Bernard y Durlauf (1994). No obstante, hay que anotar que estos mismos autores plantean que esta definición de convergencia tiene ciertas limitaciones, en tanto que pueden existir cambios estructurales en las

series que conduzcan a una decisión errada en términos de la existencia de convergencia. Estas limitaciones van a ser superadas con la noción de convergencia estocástica propuesta en Bernard y Durlauf (1995).

Por otro lado, los resultados mostrados en el cuadro 3 nos arrojan evidencia sobre la hipótesis de la PPA. De esta manera, al hacer un símil con las implicaciones que esta hipótesis tiene sobre el mercado de bienes se podría decir que, dado que al interior del país se utiliza una sola moneda con tipo de cambio interregional igual a la unidad, las diferencias en precios de la mano de obra entre regiones no se ajustan por la vía del tipo de cambio. Los salarios, entonces, tienen un mecanismo de ajuste que permite que los precios relativos se mantengan estables o fluctuando alrededor de su media a través del tiempo; ese mecanismo en el mercado de bienes puede ser referido al comercio de bienes entre las economías, con lo cual en el caso del mercado laboral se podría estar hablando de la movilidad de la mano de obra entre las áreas urbanas como el factor de ajuste de los diferenciales salariales, o bien, los mayores intercambios comerciales entre las regiones.

En conclusión, el análisis preliminar pareciera dar indicios de la existencia de integración del mercado laboral en Colombia, sin embargo, valdría la pena preguntarse por la interrelación de los salarios de las diferentes áreas a fin de evaluar las posibles interdependencias que existen entre ellos. Para este efecto es necesario recurrir a metodologías multivariadas que nos permitan examinar el comportamiento conjunto de las series. Esta es la motivación que da lugar a la siguiente sección del trabajo que como veremos a continuación, será dedicada a la estimación de las relaciones de cointegración o relaciones de largo plazo entre los salarios reales en las áreas metropolitanas a través de la metodología de Johansen. De acuerdo con los resultados obtenidos se evalúa la existencia de convergencia en los salarios. Ya en esta parte se pueden responder los interrogantes en torno al cumplimiento de la *ley de precio único*, o su equivalente en la hipótesis de PPA. En este sentido, se realizan las pruebas para contrastar empíricamente las restricciones impuestas sobre los coeficientes y verificar la validez de la hipótesis de la PPA absoluta.

C. Cointegración y convergencia de los salarios reales

La noción de integración del mercado laboral se basa en la convergencia estocástica de los salarios en las principales áreas urbanas. En un mercado inte-

grado la convergencia estocástica es compatible con desviaciones temporales de los salarios en sus niveles de equilibrio de largo plazo, con la condición de que esas desviaciones no sean persistentes.

Para la estimación de las relaciones de cointegración en primer lugar es necesario realizar las pruebas de raíces unitarias para determinar el orden de integración de las series y así saber si se puede realizar el análisis de cointegración. Como se puede apreciar en el cuadro 4 no todas las series tienen raíces unitarias, por lo cual no es posible saber si todas las ciudades simultáneamente comparten una tendencia común.

De acuerdo con el análisis gráfico de las series utilizadas en el ejercicio empírico se puede determinar intuitivamente que las series no tienen un componente tendencial cuadrático en sus niveles, razón por la cual se descarta el modelo 5 de la metodología de Johansen. Así mismo, dado que el comportamiento de las series muestra al menos la existencia de un intercepto, tampoco se considera el modelo 1 por no considerar componentes determinísticas.²⁰

Para determinar la longitud del rezago en el VAR se realizaron cálculos para un total de 6 rezagos, aplicando además criterios de información. En algunos casos los criterios de información no arrojan un orden para el VAR que cumpla las condiciones de normalidad de los residuos, por lo cual fue necesario hacer pruebas para varios rezagos hasta encontrar las condiciones óptimas en los residuales. Escogido el orden del VAR se selecciona el modelo para utilizar siguiendo la metodología propuesta por Harris (1995),²¹ también llamado el criterio de Pantula sobre la prueba de la traza y del máximo valor propio.²² Luego se valida el tipo de modelo a partir de las pruebas de exclusión (Johansen 1995) aplicadas sobre los componentes determinísticos. Seleccionado el modelo que mejor describe el comportamiento de las series se procede a evaluar el comportamiento de los residuos, buscando específica-

²⁰ Nótese que Hansen y Juselius advierten que es importante considerar al menos la existencia de un intercepto en los modelos y que un caso en el cual no existan componentes determinísticas es excepcional. Ver Henrik Hansen and Katarina Juselius, *Cats in Rats. Cointegration Analysis of Time Series*, ESTIMA, Illinois, 1995.

²¹ R.I.D. Harris, *Using Cointegration Analysis in Econometric Modelling*, Prentice Hall, 1995.

²² Los estadísticos calculados se ajustan por el tamaño de muestra según el planteamiento de Cheung y Lai (1993).

Cuadro 4. Pruebas de estacionariedad de las series de salarios reales

	ADF	KPSS	Phillips-Perron
Total			
Barranquilla	Estacionaria	No estacionaria	Estacionaria
Bogotá	No estacionaria	Estacionaria	No estacionaria
Bucaramanga	No estacionaria	Estacionaria	No estacionaria
Cali	No estacionaria	No estacionaria	No estacionaria
Manizales	Estacionaria	Estacionaria	Estacionaria
Medellín	No estacionaria	Estacionaria	No estacionaria
Pasto	No estacionaria	No estacionaria	No estacionaria
Nivel educativo: Superior			
Barranquilla	No estacionaria	Estacionaria	No estacionaria
Bogotá	No estacionaria	Estacionaria	No estacionaria
Bucaramanga	Estacionaria	Estacionaria	Estacionaria
Cali	No estacionaria	Estacionaria	No estacionaria
Manizales	No estacionaria	Estacionaria	No estacionaria
Medellín	Estacionaria	Estacionaria	Estacionaria
Pasto	No estacionaria	Estacionaria	No estacionaria
Nivel educativo: Secundaria			
Barranquilla	Estacionaria	Estacionaria	Estacionaria
Bogotá	No estacionaria	No estacionaria	No estacionaria
Bucaramanga	No estacionaria	No estacionaria	No estacionaria
Cali	No estacionaria	Estacionaria	No estacionaria
Manizales	Estacionaria	Estacionaria	Estacionaria
Medellín	No estacionaria	Estacionaria	No estacionaria
Pasto	No estacionaria	Estacionaria	No estacionaria
Nivel educativo: Primaria			
Barranquilla	Estacionaria	Estacionaria	Estacionaria
Bogotá	No estacionaria	Estacionaria	No estacionaria
Bucaramanga	No estacionaria	Estacionaria	No estacionaria
Cali	No estacionaria	Estacionaria	No estacionaria
Manizales	Estacionaria	Estacionaria	Estacionaria
Medellín	No estacionaria	No estacionaria	No estacionaria
Pasto	No estacionaria	Estacionaria	No estacionaria
Nivel educativo: Ninguno			
Barranquilla	No estacionaria	Estacionaria	No estacionaria
Bogotá	No estacionaria	Estacionaria	No estacionaria
Bucaramanga	Estacionaria	Estacionaria	Estacionaria
Cali	Estacionaria	Estacionaria	Estacionaria
Manizales	Estacionaria	No estacionaria	Estacionaria
Medellín	No estacionaria	No estacionaria	No estacionaria
Pasto	Estacionaria	Estacionaria	Estacionaria

Nota: Debido a que en algunos casos los resultados de los tests aplicados no coinciden, se toma la decisión de acuerdo con la opción que se encuentra con más frecuencia. La decisión sobre el orden de integración aparece resaltada. En los casos en los que la serie es no estacionaria se evaluó su primera diferencia y en todos los casos se encontró estacionariedad.

FUENTE: Cálculos del autor.

mente si cumplen con las condiciones de normalidad multivariada y si se comportan como ruido blanco para validar que en efecto el modelo está bien especificado antes de tomar la decisión sobre la cointegración. Finalmente, a través de las pruebas de exclusión se verifica si las variables pertenecen al vector de cointegración para confirmar si existe cointegración entre todas las series analizadas.

Cabe señalar que en el trabajo de Jaramillo *et al.*, (2001), no se menciona si ellos realizaron todas las pruebas que implica la metodología de Johansen, al menos para uno de los 110 ejercicios de cointegración que reportan en su documento. Esto es crucial, pues la metodología de Johansen no sólo consta de la prueba de la traza y del máximo valor propio. Si no realizaron todas estas pruebas es probable que sus resultados no sean válidos.

Para el total de los niveles educativos sólo Bogotá, Bucaramanga, Cali, Medellín y Pasto presentan series de salarios reales integradas de orden uno. Las series de Manizales y Barranquilla son estacionarias. Inicialmente se realizó el análisis de cointegración de los salarios promedio totales para estas cinco áreas metropolitanas. En el anexo 2 se muestran los resultados de la prueba de cointegración de la traza y del máximo valor propio. En el anexo 2 también se presentan los resultados de las pruebas de normalidad multivariada y las pruebas de exclusión y exogeneidad.

Con la prueba de la traza encontramos para el primer rezago con el modelo 4 una especificación que no permite rechazar la hipótesis de que existe un vector de cointegración. Al realizar las pruebas sobre los residuos se encuentra que son ruido blanco y normales multivariados, pero las pruebas de exclusión rechazan la presencia de una tendencia en el vector de cointegración con lo cual este modelo no es el adecuado. Por consiguiente, se continúa desarrollando el criterio de Pantula y se encuentra un modelo 2 con 1 rezago y dos vectores de cointegración. En este caso se cumplen las condiciones de optimalidad de los residuos y todas las variables se encuentran en el vector de cointegración, incluso la constante, con lo cual el modelo está bien especificado.

En resumen, los salarios reales de Bogotá, Bucaramanga, Medellín, Cali y Pasto están cointegrados. Cabe entonces preguntarse si los salarios están convergiendo para encontrar evidencia en términos de la integración del mercado laboral. Según los resultados en términos del número de vectores de cointegración existe más de una tendencia estocástica común, con lo cual las series presentan una convergencia parcial (véase anexo 2).

Del análisis conjunto de los resultados de la cointegración y la convergencia de los salarios se concluye que el mercado laboral de Bogotá, Bucaramanga, Cali, Medellín y Pasto no está integrado.

Según el análisis por pares se encuentra cointegración entre los salarios de Bogotá con Cali y Medellín. Pasto es la única ciudad que no muestra cointegración con ninguna de las demás ciudades analizadas.

El análisis de convergencia de los salarios se realiza evaluando dos restricciones en el vector de cointegración, de tal manera que éste se pueda expresar como $[1, -1, 0]$, en este caso las series convergen. Si esta condición no se cumple se prueba una sola restricción en cuyo caso en el vector de cointegración sólo se restringe a $[1, -1, *]$.²³ Si se cumple esta última restricción las series convergen a una constante.

Es importante anotar que los resultados sobre la exogeneidad son un insumo importante para las pruebas de hipótesis por realizar en la evaluación de la convergencia, pues se requiere saber cuál de las variables se debe emplear para normalizar el vector de cointegración.

El problema de las pruebas de integración para este grupo de ciudades es que considera al conjunto de la población ocupada como un grupo homogéneo y por ello, los resultados resultan inconsistentes en tanto que se esperaría

Cuadro 5. Cointegración y convergencia de los salarios por pares de ciudades

	Bogotá	B/manga	Cali	Medellín
Cointegración				
B/manga	No cointegrado			
Cali	Cointegrado	Cointegrado		
Medellín	Cointegrado	No cointegrado	No cointegrado	
Pasto	No cointegrado	No cointegrado	No cointegrado	No cointegrado
Convergencia				
B/manga	N.A.			
Cali	No converge*	No converge*		
Medellín	No converge*	N.A.	N.A.	
Pasto	N.A.	N.A.	N.A.	N.A.

N.A.: No aplica.

*: Se rechaza la hipótesis de convergencia al 5%.

FUENTE: Cálculos del autor.

²³ En CATS cuando se imponen las 2 restricciones se introduce la matriz $H' = [1, -1, 0]$. Cuando se tiene una sola restricción se introduce la matriz $H' = \{[1, -1, 0], [0, 0, 1]\}$.

que las ciudades que están localizadas sobre puntos geográficos más cercanos, presenten un mercado laboral integrado. De acuerdo con lo que se encuentra en el cuadro 5 ello no sucede en nuestro caso.

¿Qué puede estar explicando este resultado? Una primera explicación se encuentra al desagregar la mano de obra según la calificación de ésta, pues como veremos más adelante los resultados difieren sustancialmente cuando se analizan grupos de individuos con distintos niveles educativos. En términos de la integración de los mercados, la homogeneidad del producto analizado reviste gran importancia: como ejemplo tiene cabida mencionar que Marcus Asplund y Richard Friberg realizaron un análisis de la integración del mercado de un grupo de bienes idénticos en los países escandinavos y encuentran que, incluso para ese tipo de bienes, los mercados no se encuentran integrados en el sentido que no se cumple la “ley del precio único”.²⁴

Igual sucede con el trabajo de Nupia (1997) quien encuentra que los mercados laborales, considerando en conjunto las áreas rurales y urbanas, no presentan salarios cointegrados. Pero cuando considera sólo las áreas urbanas encuentra que los salarios de las cuatro principales áreas metropolitanas están cointegrados, con excepción de Barranquilla. Y en las áreas rurales su evidencia es a favor de la segmentación del mercado laboral, entendida como la no cointegración de las series de salarios. Así, pues, el considerar el conjunto de la mano de obra puede llevar a conclusiones erróneas.

Teniendo en cuenta lo anterior a continuación se desarrolla el análisis de la integración del mercado laboral, según la calificación de la mano de obra, considerando así grupos de mano de obra relativamente homogéneos.

1. Nivel educativo: superior

Tomando las series de salarios que según las pruebas de raíces unitarias resultan integradas de orden uno, se encuentra que para el nivel educativo superior las series no están cointegradas (ver anexo 2).

Esto es, para la mano de obra que posee un nivel educativo universitario o superior, los mercados de trabajo regionales se encuentran segmentados por cuanto los salarios no presentan una relación de equilibrio de largo plazo. En este punto se encuentra una aparente contradicción con los resultados

²⁴ Marcus Asplund and Richard Friberg, “The Law of One Price in Scandinavian Duty-Free Stores”, *SSE/EFI Working Paper*, núm. 351, 2000.

obtenidos mediante las correlaciones de los salarios en el nivel educativo superior. No obstante, la metodología de cointegración es una herramienta estadística más rigurosa y ésta nos dice que el mercado laboral de la mano de obra con educación superior está segmentado.

El resultado que se esperaría de este segmento de la mano de obra es que hiciera parte de un mercado integrado, pues sus posibilidades de movilidad son mucho mayores que las de otros niveles educativos y en esa medida las tendencias en los salarios deberían corresponderse entre las diferentes áreas metropolitanas. Sin embargo, la evidencia muestra unas características totalmente diferentes que podrían, tal vez, ser explicadas por la heterogeneidad de este nivel educativo en tanto los salarios difieren significativamente entre las diferentes profesiones y calidades de entrenamiento en una misma profesión. Además, en este nivel, se encuentran agrupados los salarios correspondientes tanto a los profesionales de pregrado como a los de posgrados, lo cual hace más marcadas las diferencias en los salarios y, por ende, la heterogeneidad de este grupo.

Ahora bien, el hecho de que el grupo de ciudades no arroje evidencia hacia la cointegración no implica que no puedan existir mercados laborales locales integrados, por lo cual es importante hacer el ejercicio de la cointegración y, por ende, el de convergencia, por pares de ciudades y tener así una visión completa de la posible integración a nivel sub-regional.

En el cuadro 6 se muestra la matriz de cointegración por pares de ciudades en el nivel educativo superior. En el caso de encontrar cointegración se evalúa la convergencia en los salarios. El mercado laboral de Bogotá está integrado con todas las demás ciudades, puesto que los salarios en todas las combinaciones de ciudades convergen entre sí con Bogotá.

Nótese que la afirmación de que el mercado laboral de Barranquilla no está integrado con el de las demás áreas metropolitanas no es del todo cierta.²⁵ Según se muestra en algunas combinaciones de ciudades para el nivel educativo superior, las series de salarios están cointegradas y convergen, es decir, que al menos en este segmento de la mano de obra Barranquilla sí presenta integración con otros mercados laborales urbanos, específicamente con los de Bogotá, Cali y Pasto. Nótese que los salarios de Pasto también con-

²⁵ Según se coincide en determinar en el trabajo de Nupia (1997) y de Jaramillo *et al.* (2001).

Cuadro 6. Cointegración y convergencia de los salarios por pares de ciudades para el nivel educativo superior

	Barranquilla	Bogotá	Cali	Manizales
Cointegración				
Bogotá	Cointegrado			
Cali	Cointegrado	Cointegrado		
Manizales	No cointegrado	Cointegrado	No cointegrado	
Pasto	Cointegrado	Cointegrado	Cointegrado	Cointegrado
Convergencia				
Bogotá	Converge*			
Cali	Converge*	Converge*		
Manizales	N.A.	Converge a una constante**	N.A.	
Pasto	Converge*	Converge*	Converge*	Converge*

N.A.: No aplica.

*: No se rechaza la hipótesis de convergencia al 5%.

** : No se rechaza la hipótesis de convergencia al 1%.

FUENTE: Cálculos del autor.

vergen a los de Bogotá y Cali, lo cual podría explicar por qué existe convergencia entre los salarios de Barranquilla y Pasto, siendo estas ciudades tan distantes.

2. Nivel educativo: secundaria

En este nivel educativo se realizan las pruebas de cointegración para Bogotá, Bucaramanga, Cali, Medellín y Pasto. Según los resultados presentados en el anexo 2 en este grupo de ciudades los salarios están cointegrados. Adicionalmente, según el planteamiento de Bernard y Durlauf, las series convergen puesto que existe una sola tendencia estocástica común, dado que el número de vectores de cointegración es igual a $P-1$.

De acuerdo con la definición de integración de mercado que adoptamos, la fracción de la mano de obra que alcanzó el nivel educativo secundaria presenta un mercado laboral integrado.

El análisis por pares muestra también una gran consistencia en términos de la cointegración de los salarios en este grupo de ciudades. Según se muestra en el cuadro 7 sólo se encuentra una combinación de ciudades cuyos salarios no están cointegrados que es Bucaramanga-Medellín.

Cuadro 7. Cointegración y convergencia de los salarios por pares de ciudades para el nivel educativo secundaria

	Bogotá	Bucaramanga	Cali	Medellín
Cointegración				
Bucaramanga	Cointegrado			
Cali	Cointegrado	Cointegrado		
Medellín	Cointegrado	No cointegrado	Cointegrado	
Pasto	Cointegrado	Cointegrado	Cointegrado	Cointegrado
Convergencia				
Bucaramanga	Converge*			
Cali	No converge	No converge		
Medellín	Converge*	N.A.	Converge**	
Pasto	Converge*	Converge*	No converge	Converge*

N.A.: No aplica.

*: No se rechaza la hipótesis de convergencia al 5%.

**: No se rechaza la hipótesis de convergencia al 1%.

FUENTE: Cálculos del autor

En el análisis de convergencia se observa que casi todas las combinaciones de ciudades presentan un mercado laboral integrado, pues en la mayoría de los casos se encuentra convergencia en los salarios.

En el caso de Cali, con excepción de la combinación de Cali-Medellín, todos los pares de ciudades muestran segmentación en el mercado laboral para el nivel educativo secundaria.

El resultado encontrado en este nivel educativo refuerza la hipótesis planteada sobre la integración del mercado en los grupos de mano de obra con similar calificación. Ese grupo, además de presentar una mano de obra más homogénea, tiene más movilidad entre mercados que la de baja calificación, lo cual incide para que su mercado esté integrado entre las diferentes áreas metropolitanas.

3. Nivel educativo: primaria

En el nivel educativo primaria los resultados no son tan contundentes como los hallados en el nivel de secundaria. Sólo la mitad de las combinaciones de ciudades da resultados de integración del mercado. En este sentido, al parecer falla la hipótesis de que la integración que se presenta es en la mano de obra que se puede considerar homogénea. No obstante, aunque en promedio la mano de obra con nivel educativo primaria no va a presentar una calificación diferente entre las ciudades, la explicación a este resultado se

Cuadro 8. Cointegración y convergencia de los salarios por pares de ciudades para el nivel educativo primaria

	Bogotá	Bucaramanga	Cali	Medellín
Cointegración				
Bucaramanga	Cointegrado			
Cali	No cointegrado	Cointegrado		
Medellín	Cointegrado	No cointegrado	No cointegrado	
Pasto	Cointegrado	Cointegrado	No cointegrado	No cointegrado
Convergencia				
Bucaramanga	Converge*			
Cali	N.A.	Converge**		
Medellín	Converge**	N.A.	N.A.	
Pasto	Converge*	Converge*	N.A.	N.A.

N.A.: No aplica.

*: No se rechaza la hipótesis de convergencia al 5%.

** : No se rechaza la hipótesis de convergencia al 1%.

FUENTE: Cálculos del autor

puede enfocar desde el punto de vista de la baja movilidad de la mano de obra en este segmento.

Al realizar el análisis de conjunto se encuentra cointegración en los salarios de Barranquilla, Bogotá, Cali, Manizales y Pasto. Según se muestra en el anexo 2, el resultado de las pruebas de Johansen nos arroja 4 vectores de cointegración, con lo cual, según el planteamiento de Bernard y Durlauf (1995) las series presentan convergencia total y el mercado laboral está integrado para Barranquilla, Bogotá, Manizales y Pasto, en el segmento de la mano de obra con educación primaria. Esto es así porque los salarios de las ciudades comparten una sola tendencia estocástica común.

4. Nivel educativo: ninguno

Para los ocupados que no tienen algún nivel educativo se encuentran sólo tres ciudades cuya serie de salarios es no estacionaria: Barranquilla, Bogotá y Medellín. En este caso se aplicó la metodología de Johansen entre las ciudades mencionadas y no se encontraron las condiciones óptimas en los residuos para evaluar la cointegración.

En el análisis por pares de ciudades, en la combinación de Bogotá con Medellín, las pruebas de la traza y del máximo valor propio dan como resultado cero vectores de cointegración. En las demás combinaciones no se

Cuadro 9. Cointegración de los salarios por pares de ciudades para el nivel educativo ninguno

	Barranquilla	Bogotá
Bogotá	N.A.*	
Medellín	N.A.*	No cointegrado

* En estas combinaciones no se encontraron residuales óptimos, con lo cual no se pudo realizar el análisis de cointegración.

FUENTE: Cálculos del autor

encontraron las condiciones óptimas en los residuales para llevar a cabo la metodología de Johansen. Como resultado, no es posible indagar por la convergencia estocástica de los salarios y, por ende, este segmento de la mano de obra hace parte de un mercado laboral no integrado.

V Conclusiones

Uno de los principales aportes del presente trabajo consiste en analizar la segmentación del mercado laboral teniendo en cuenta el nivel educativo de la población ocupada. El nivel educativo de los ocupados en el mercado laboral se emplea aquí como un índice que se puede controlar por la calidad de la mano de obra.

Los resultados muestran consistentemente que la integración del mercado laboral no se da en términos globales sino que, aunque parezca algo contradictorio, se presenta lo que se podría llamar una *integración segmentada*. Esto porque la integración se da en aquellos segmentos de la mano de obra que alcanzaron el nivel educativo secundaria y primaria, principalmente. En el nivel educativo superior, en el que se esperaba encontrar un resultado similar, ello no ocurre sino entre algunas ciudades, probablemente como consecuencia de la gran heterogeneidad que tiene este segmento de la mano de obra.

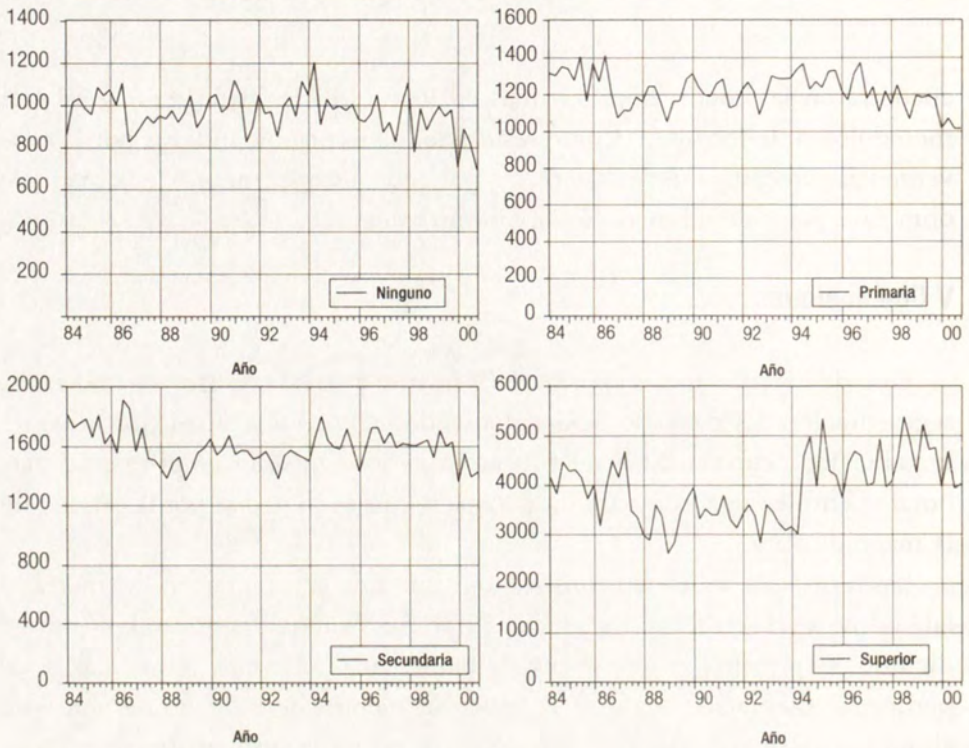
Las pruebas de convergencia coinciden en mostrar un mercado laboral integrado en las principales áreas metropolitanas, si se tiene en cuenta la mano de obra que puede caracterizarse como relativamente homogénea, pues al considerar a la población ocupada como un todo, los resultados son ambiguos como consecuencia de las diferencias en la calidad de la mano de obra.

Finalmente, hay que anotar que si se tuvieran en cuenta los costos de transporte, los diferenciales en el costo de vida entre regiones y los *amenities* asociados a cada ciudad, los resultados serían tal vez más contundentes todavía en mostrar que hay integración en el mercado laboral en Colombia.

Anexos

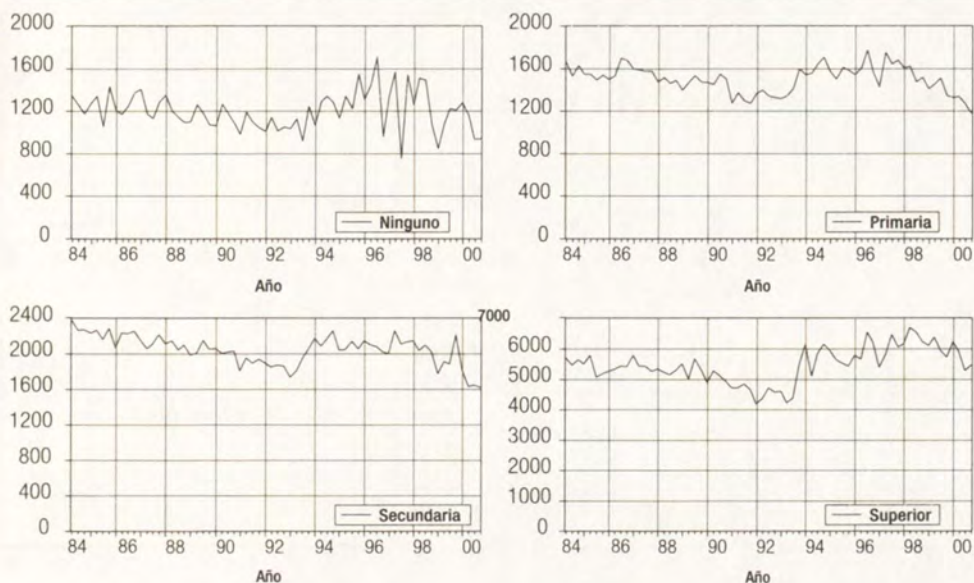
Anexo 1. Salarios reales por hora según nivel educativo por área metropolitana

Gráfico 1. Salario real por hora en Barranquilla según nivel educativo, 1984-2000
(Pesos de 1998)



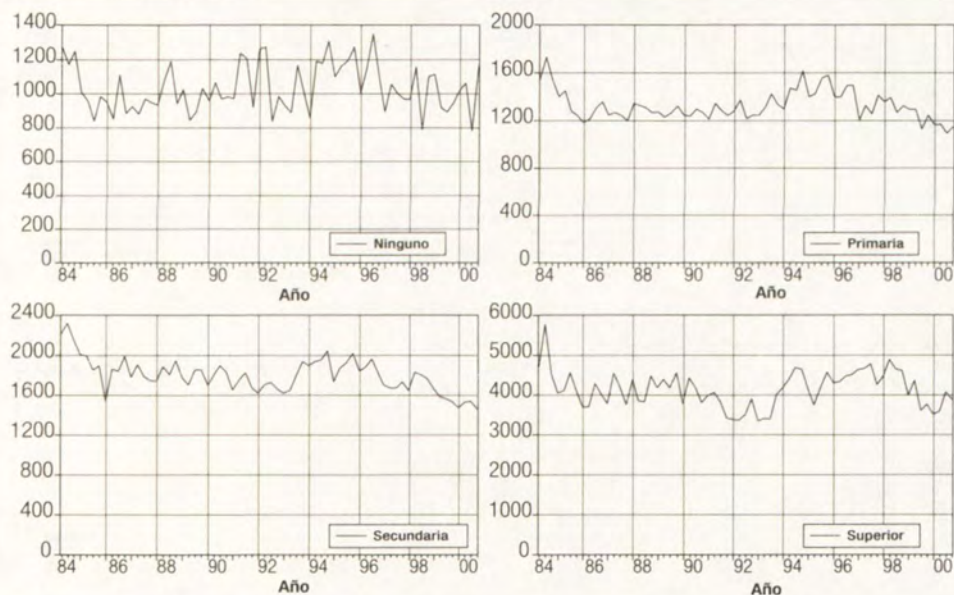
FUENTE: Cálculos del autor con base en DANE-ENH.

Gráfico 2. Salario real por hora en Bogotá según nivel educativo, 1984-2000
(Pesos de 1998)



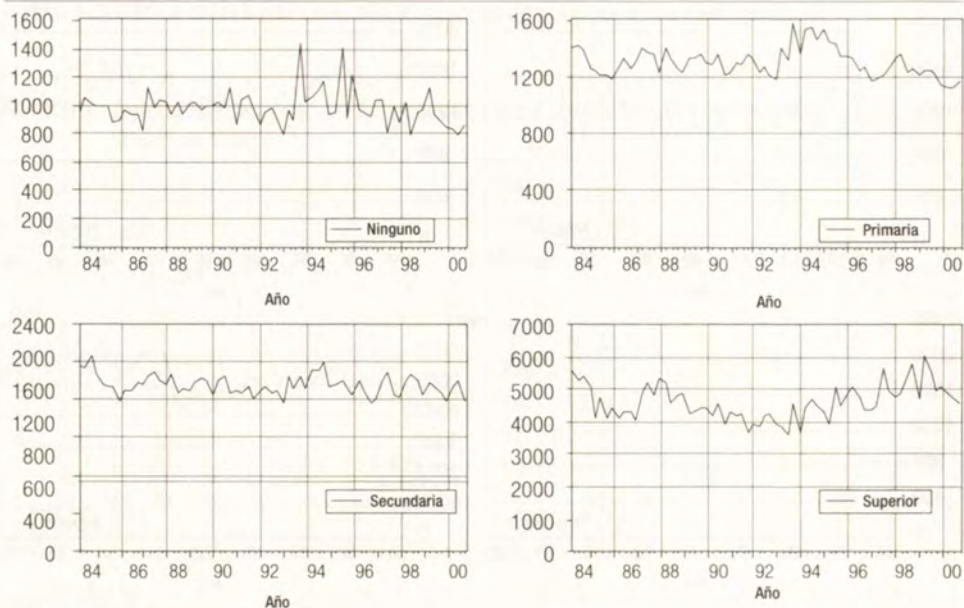
FUENTE: Cálculos del autor con base en DANE-ENH.

Gráfica 3. Salario real por hora en Bucaramanga según nivel educativo, 1984-2000
(Pesos de 1998)



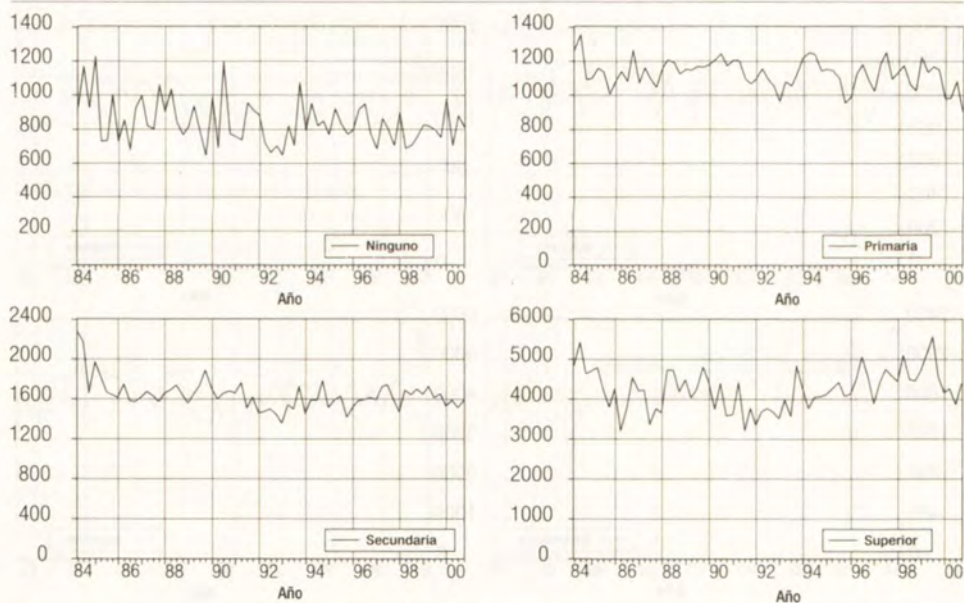
FUENTE: Cálculos del autor con base en DANE-ENH.

Gráfica 4. Salario real por hora en Cali según nivel educativo, 1984-2000
(Pesos de 1998)



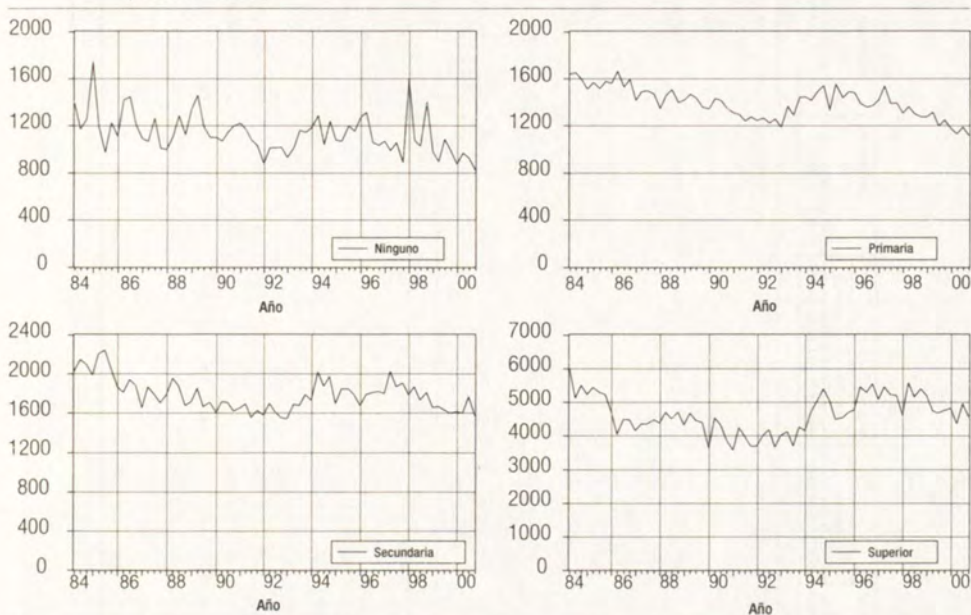
FUENTE: Cálculos del autor con base en DANE-ENH.

Gráfica 5. Salario real por hora en Manizales según nivel educativo, 1984-2000
(Pesos de 1998)



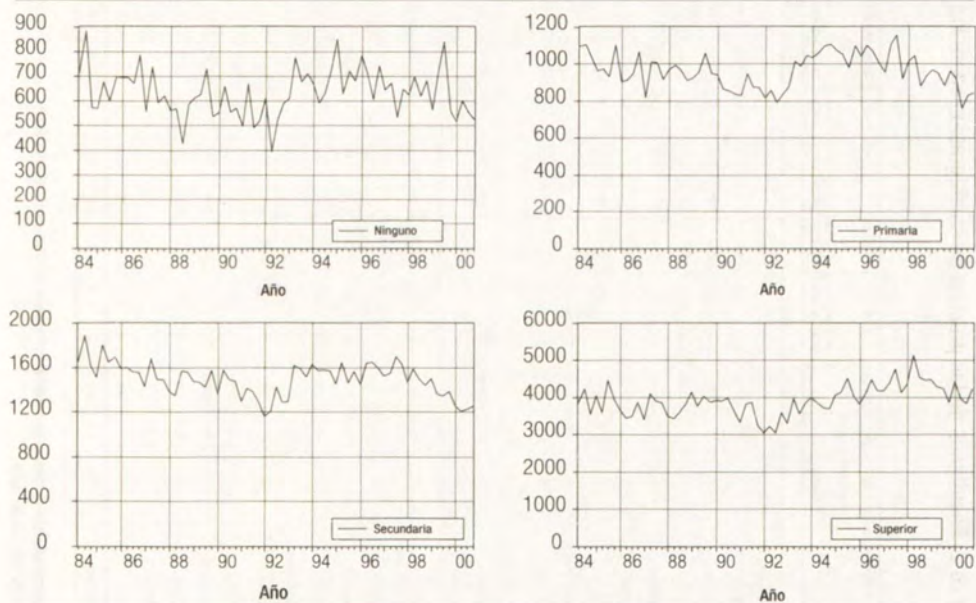
FUENTE: Cálculos del autor con base en DANE-ENH.

Gráfica 6. Salario real por hora en Medellín según nivel educativo, 1984-2000
(Pesos de 1998)



FUENTE: Cálculos del autor con base en DANE-ENH.

Gráfica 7. Salario real por hora en Pasto según nivel educativo, 1984-2000
(Pesos de 1998)



FUENTE: Cálculos del autor con base en DANE-ENH.

Anexo 2. Resultados de las pruebas de cointegración sobre los salarios reales

combinación de ciudades	No. vectores cointeg.	No. rezagos	modelo	traza		L-max		normalidad		Autocorrelación LB		Autocorrelación LM1		Autocorrelación LM4		Exclusión				estacionariedad		exogeneidad			
				v. crítico	v. crítico	chi.sq	p-value	chi.sq	p-value	chi.sq	p-value	chi.sq	p-value	Variables		constante		tendencia		chi.sq	v. calculado	chi.sq	v. calculado		
														chi.sq	v. calculado*	chi.sq	v. cal	chi.sq	v. calc						
TOTAL																									
Bogotá-Bucaramanga-																	21.41-6.98-24.79				25.79-25.79-25.80		12.70-0.20-23.66		
Cali-Medellin-Pasto.	2	1	cimean	32.21	34.91	24.12	28.14	11.42	0.33	406.46	0.27	37.70	0.05	12.64	0.98	5.99	26.59-9.41	5.99	12.46		9.49	25.79-25.80	5.99	13.79-5.66	
B/manga-Bogotá	1	2	cimean	3.56	9.24	3.56	9.24	4.44	0.35	78.85	0.04	2.93	0.57	0.92	0.92	3.84	12.37-5.41	3.84	5.06		5.99	15.38-15.41	3.84	6.61-1.87	
Cali-Bogotá	1	1	cimean	4.39	9.24	4.39	9.24	3.79	0.44	63.36	0.43	10.27	0.04	2.11	0.72	3.84	21.37-14.07	3.84	6.02		5.99	26.50-26.49	3.84	18.33-1.60	
Medellin-Bogotá	1	6	cimean	2.99	9.24	2.99	9.24	3.17	0.53	47.10	0.15	1.72	0.79	0.65	0.96	3.84	19.13-16.36	3.84	5.52		5.99	22.81-22.83	3.84	5.46-12.43	
Pasto-Bogotá	0	1-6																							
Cali-B/manga	1	1	odrift	7.33	12.25	7.32	12.25	1.89	0.76	60.26	0.54	7.85	0.10	0.70	0.95	3.84	21.04-7.93			3.84	10.11	5.99	16.18-21.30	3.84	20.66-0.10
Medellin-B/manga	0	1-6																							
Pasto-B/manga	0	1-6																							
Medellin-Cali	0	1-6																							
Pasto-Cali	1	2	cimean	2.60	9.24	2.25	9.24	9.12	0.06	52.40	0.68	3.46	0.48	3.06	0.55	3.84	10.01-12.43	3.84	5.63		5.99	15.80-15.80	3.84	0.74-12.88	
Pasto-Medellin	0	1-6																							
SUPERIOR																									
B/quilla-Bogotá-Cali																									
-Manizales-Pasto	0	1-6																							
B/quilla-Bogotá	1	3	drift	2.37	3.76	2.43	3.76	8.44	0.08	48.97	0.67	2.78	0.60	0.66	0.96	3.84	18.60-14.59				3.84	14.59-18.60	3.84	18.67-0.00	
Cali-B/quilla	1	3	drift	3.66	3.76	2.95	3.76	1.93	0.75	50.03	0.63	1.98	0.74	1.84	0.77	3.84	7.97-6.86				3.84	6.86-7.97	3.84	7.23-1.57	
Manizales-B/quilla	0	1-6																							
Pasto-B/quilla	1	3	drift	2.96	3.76	2.96	3.76	1.58	0.81	54.96	0.44	6.18	0.19	4.19	0.38	3.84	9.51-10.19				3.84	10.19-9.51	3.84	4.57-5.67	
Cali-Bogotá	1	3	drift	2.52	3.76	2.52	3.76	8.93	0.06	51.27	0.58	3.06	0.55	2.14	0.71	3.84	14.89-10.90				3.84	10.90-14.89	3.84	14.81-0.00	
Manizales-Bogotá	1	4	cimean	2.32	9.24	2.28	9.24	4.67	0.32	64.98	0.08	4.67	0.32	6.28	0.18	3.84	20.22-13.89	3.84	3.90		5.99	22.81-22.81	3.84	17.77-0.21	
Pasto-Bogotá	1	4	drift	2.24	3.76	2.24	3.76	5.72	0.22	60.79	0.14	1.01	0.91	1.35	0.85	3.84	18.23-17.09				3.84	17.09-18.23	3.84	8.79-4.55	
Manizales-Cali	0	1-6																							
Pasto-Cali	1	4	drift	2.79	3.76	2.79	3.76	3.18	0.53	47.19	0.59	0.88	0.93	1.02	0.91	3.84	10.93-13.09				3.84	13.09-10.93	3.84	0.64-11.66	
Pasto-Manizales	1	5	drift	2.57	3.76	2.57	3.76	0.56	0.97	45.59	0.33	2.25	0.69	1.82	0.77	3.84	25.93-30.74				3.84	30.74-25.93	3.84	4.20-20.49	

* Los valores calculados se muestran en el orden en que aparecen las variables en la primera columna.

FUENTES: Cálculos del autor.

Bibliografía

- ASPLUND, Marcus and FRIBERG, Richard, "The Law of One Price in Scandinavian Duty-Free Stores", *SSE/EFI Working Paper*, núm. 351, 2000.
- BERNARD, Andrew and DURLAUF, Steven, "Convergence in International Output", *Journal of Applied Econometrics*, VOL.1, Issue 2, 1995.
- BERNARD, Andrew and DURLAUF, Steven, "Interpreting Tests of the Convergence Hypothesis", *Technical Working Paper NBER*, núm. 159, 1994.
- CECCHETTI, Stephen, MARK, Nelson and SONORA, Robert, "Price Level Convergence Among United States Cities: Lessons for the European Central Bank", *NBER Working Paper*, núm. 7681, May, 2000.
- DURLAUF Steven N. and QUAH, Danny, "The New Empirics of Economic Growth", *Handbook of Macroeconomics*, Elsevier, 1999.
- ENGLE, Robert and GRANGER, C.W.J., "Co-integration and error correction: Representation, Estimation, and Testing", *Econometrica*, núm. 55, 1987.
- FRANSES, Phillip Hans, *Time Series Models for Business and Economic Forecasting*, Cambridge University Press, 1998.
- GALLUP, John Luke, "Theories of Migration", *HIID Development Discussion Paper*, núm. 569, Harvard University, 1997.
- GILES, David E., "Output Convergence and International Trade: Time Series and Fuzzy Clustering Evidence for New Zealand and Her Trading Partners", *Working Paper*, núm. 0102, University of Victoria, Canada, June, 2001.
- HANSEN Henrik and JUSELIUS Katarina, *Cats in Rats. Cointegration Analysis of Time Series*, ESTIMA, Illinois, 1995.
- HARRIS, R.I.D., *Using Cointegration Analysis in Econometric Modelling*, Prentice Hall, 1995.
- HOLMES, Mark, "Inflation Convergence in the ERM: Evidence for Manufacturing and Services", *International Economic Journal*, VOL.12, núm. 3, 1998.
- JARAMILLO, Carlos Felipe, NUPIA, Oskar y ROMERO Carmen A., "Integración del mercado laboral colombiano: 1945-1998", En: Adolfo Meisel Roca (Ed.), *Regiones, ciudades y crecimiento económico en Colombia*, Banco de la República, Bogotá, 2001.
- KNETTER, Michael and SLAUGHTER, Matthew, "Measuring Product-Market Integration", *NBER Working Paper*, núm. 6969, Cambridge, 1999.
- MISAS, Martha y OLIVEROS, Hugo, "Cointegración, exogeneidad y crítica de Lucas. Funciones de demanda de dinero en Colombia: Un ejercicio más", *Borradores de Economía*, núm. 75, Banco de la República, Bogotá, 1997.

- MAMINGI, Nlandu, "Testing for Convergence and Common Features in International Output: The Case of the East-ern Caribbean Countries", *Journal of Eastern Caribbean Studies*, VOL. 24, núm. 3, 1999.
- MORALES, Amalia "Inflation Convergence by Sectors in the EU: Structural Breaks and Common Factors", *VII Jornadas de Economía Internacional*, Universidad de Alcalá, España, febrero, 2001.
- NUPIA, Oskar, "Integración espacial de los mercados laborales: evidencia para las regiones colombianas", *Desarrollo y Sociedad*, núm. 40, septiembre, 1997.
- OLLOQUI Irene y SOSVILLA Simón, "Paridad de poder adquisitivo y provincias españolas, 1940-1992", *Documentos de trabajo FEDEA*, núm. 2000-24, FEDEA, España, 2000.
- OLLOQUI Irene y SOSVILLA Simón y ALONSO, Javier, "Convergencia en precios en las provincias españolas", *Documento de trabajo FEDEA*, núm. 99-04, FEDEA, España, 1999.
- PILBEAM, Keith, *International Finance*, Macmillan Press, London, 1998.

Determinantes de la migración interdepartamental en Colombia, 1988-1993*

LUIS ARMANDO GALVIS APONTE**

I Introducción

LA MIGRACIÓN INTERNA ES uno de los elementos fundamentales en la determinación de la localización espacial de la población de un país. La migración puede afectar el crecimiento de la población de una manera más inmediata de lo que lo pueden hacer los componentes del crecimiento vegetativo.¹ Es por ello que la variable migración reviste tanta importancia, tanto en los aspectos sociales como en los económicos.

El flujo migratorio puede ayudar a reducir las disparidades económicas al interior de un país, pero también puede influir en la profundización de éstas, según el destino de los flujos migratorios, y de las características de la población que se desplace. De ahí que un conocimiento profundo de los flujos migratorios, la dirección de éstos y sus causas, son elementos de gran importancia para los encargados de la política y la planeación económica. Esto último como resultado de que el tamaño poblacional es también un índice del potencial de mercado y de las economías de escala que se pueden desarrollar en una determinada área. En la medida que exista más población surgen ciertas ventajas al localizar la actividad económica allí a fin de captar las demandas de bienes y servicios que se generen.

* Este artículo fue publicado previamente en la *Revista de Economía del Rosario*, VOL. 5, núm. 1, pp. 1-118.

** El autor agradece la colaboración de Manuel Rincón en la provisión de algunas de las estadísticas utilizadas en el estudio. Igualmente se agradecen las sugerencias de Juan David Barón, Adolfo Meisel y Patricio Aroca.

¹ Con excepción de cuando ocurre alguna peste que diezma la población.

La movilidad de la población entre diferentes puntos geográficos ha contribuido en un alto porcentaje al crecimiento demográfico en las áreas urbanas de gran parte de los países en desarrollo. Según cálculos de Robert Lucas para un grupo de 26 países para los que se dispone de la información, las migraciones contribuyeron con cerca de un 39% del crecimiento de la población urbana durante la década de 1980.²

El presente documento pretende abordar el tema de las migraciones internas colombianas para explicar el comportamiento de los flujos de población a partir de la información del censo de 1993. Se estima un modelo gravitacional para examinar los determinantes de la migración interdepartamental.

II Marco teórico

La teoría neoclásica postula que tanto el capital como la mano de obra responden básicamente a los movimientos en los precios de los factores. De esta manera, la migración está basada fundamentalmente en el ánimo de los individuos de maximizar sus ingresos, entendidos estos últimos como el salario que reciben por la actividad productiva.

La movilidad de la población y, en particular, de la mano de obra, está afectada por disparidades en el ingreso, con lo cual si los niveles de ingreso entre diferentes regiones son relativamente homogéneos, los flujos migratorios deben ser bajos o nulos.

En el modelo neoclásico se parte de varios supuestos, entre los que están que exista competencia perfecta, no haya costos de movilización, los salarios sean flexibles y existan retornos constantes a escala. Ello permite concluir que los diferenciales de salarios dan lugar a que algunos trabajadores se movilicen hacia donde los salarios sean más altos, haciendo que esos diferenciales se reduzcan o desaparezcan con el tiempo.

Si se examinan estos supuestos se advierte que son bastante restrictivos y que se pueden eliminar para examinar otros determinantes de la migración.³ Así aparecen los costos del traslado como determinantes de la decisión de la

² Robert Lucas, "Internal Migration and Urbanization: Recent Contributions and New Evidence", *IED Discussion Papers*, núm. 91, The Institute for Economic Development, Boston University, 1998.

³ Otros determinantes de la migración pueden consultarse en John Luke Gallup, "Theories of Migration", *HIID Development Discussion Paper*, núm. 569, Harvard University, 1997.

movilidad de la población. Estos costos comprenden tanto el monto pagado por el traslado entre regiones como los gastos adicionales que se asumirían en la región de destino. Si existen diferencias acentuadas en los costos de vida de la región de origen y la de destino, sólo aquellos individuos con altas ganancias salariales esperadas podrán desplazarse. De hecho, aquellos con bajas ganancias salariales esperadas experimentarían una pérdida relativa con la migración.

Por otro lado, el modelo neoclásico no considera que las regiones de origen y destino de la migración puedan tener salarios diferentes sin que ello motive aumentos en la migración. En este caso se puede considerar que los individuos no solamente buscan mayores ganancias salariales sino que las características de los puntos geográficos pueden ser también atractivos que juegan un papel importante. De esta manera se hace referencia a lo que en la literatura se conoce como los "amenities" que son las condiciones que hacen más o menos atractiva una región tales como el clima o las condiciones de seguridad.⁴ Respecto a esta última variable hay que mencionar que Robert Barro y Xavier Sala-I-Martin estiman un modelo para la migración que incluye el nivel de violencia como uno de sus determinantes.⁵

El modelo de capital humano propone que la decisión de migrar involucra una inversión en capital humano. El emigrante potencial evalúa los costos de traslado y los posibles retornos de tal inversión y a partir de esa evaluación toma la decisión de emigrar, dependiendo de si existe un diferencial positivo entre los costos y los beneficios de la localización en un lugar diferente.

A los retornos de la inversión se adicionan las complementariedades al capital y la experiencia o nuevas habilidades adquiridas en la nueva ocupación del individuo que emigra. Desde la óptica del modelo de capital humano la migración se reduce con la edad de los individuos. La explicación de ello se encuentra en que cada vez se espera recibir un menor flujo de ingresos y si los costos de migración no disminuyen, el flujo de beneficios netos se reducirá y con ello los incentivos para desplazarse a otro lugar.

⁴ En este sentido una discusión de los determinantes de la migración con algunos resultados para Gran Bretaña se presenta en: Harvey Armstrong and Jim Taylor, *Regional Economics and Policy*, 3rd ed, Blackwell Publishers Inc., 2000.

⁵ Robert Barro and Xavier Sala-I-Martin, "Convergence Across States and Regions", *Brookings papers on Economic Activity*, núm.1, 1991.

En este último planteamiento hay cierta similitud con la hipótesis del ingreso esperado, que adiciona al modelo del capital humano la noción de la incertidumbre en la consecución de otro empleo en el sitio de destino. De esta manera, la evaluación de los ingresos esperados se ajustaría por la probabilidad de enganche en un nuevo trabajo.

Existe otra serie de hipótesis respecto al tema de las migraciones, entre las que se puede destacar la de Mincer (1978), que propone que la decisión de migrar le concierne a la familia más que al individuo. En este sentido, las ganancias del traslado pueden ser positivas para algunos miembros de la familia, pero no necesariamente para todos. Por lo regular la decisión se toma de acuerdo con las ganancias esperadas del jefe del hogar.⁶

En el estudio de las migraciones se ha planteado también cierta asimetría en las condiciones económicas de los sitios de origen y destino. Por ejemplo, en Estados Unidos el salario en el sitio de destino parece ser más importante que el del origen para efectos de la decisión de migrar.⁷ Como posible explicación a este fenómeno se plantea que las características personales inciden principalmente en la toma de la decisión de migrar, mientras que los niveles de ingreso y las características de los sitios de destino inciden es sobre la escogencia del sitio hacia el cual emigrar.

A su vez, un bajo nivel de ingresos en el origen puede implicar restricciones en la capacidad de financiar los costos de la migración, por lo cual no siempre va a ser un factor que acelere la emigración. Igual puede suceder con el desempleo, variable que ha dado resultados variados: en algunos casos se ha encontrado que la tasa de desempleo no es significativa o que tiene el signo errado.⁸ Probablemente este resultado obedezca a la composición de la mano de obra desempleada, pues en la mayoría de los casos la tasa de desempleo es más alta en los grupos de individuos con menor movilidad, por ejemplo, los individuos muy viejos o muy jóvenes, o bien los individuos de baja calificación.

Otro planteamiento teórico se refiere al acceso a la información como un determinante de la migración. Las redes sociales que brindan información acerca de las características del sitio de destino ayudan a otros individuos a

⁶ Jacob Mincer, "Family Migration Decisions", en *Journal of Political Economy*, VOL. 86, núm. 5, 1978.

⁷ Véase M.J. Greenwood, "Research on Internal Migration in the United States: A Survey", *Journal of Economic Literature*, VOL. 13, 1975.

⁸ M.J. Greenwood, 1975, *op. cit.*

tomar la decisión de migrar o permanecer en su residencia habitual. Además de la información, los “contactos” pueden proveer cierto apoyo a los nuevos emigrantes cuando llegan al sitio de destino. Para Estados Unidos existe evidencia de que esos contactos o también denominadas “redes sociales” son un determinante importante en la decisión de migrar.⁹

Finalmente, el modelo gravitacional surge de una analogía con la ley de la gravedad en física que plantea la atracción entre dos cuerpos en proporción directa con sus masas e inversa con la distancia que los separa.¹⁰ Este modelo ha sido empleado en estudios de comercio internacional en los cuales se supone que hay un mayor número de transacciones entre dos economías y entre mayor sea su tamaño, medido por el PIB, y menor sea la distancia que los separa.

En este contexto, se encuentran factores que actúan como fuerzas que atraen y repelen el flujo de emigrantes. El tamaño de la población ejerce una fuerza de atracción sobre los emigrantes en la medida que las regiones más pobladas son también las más prósperas.

El modelo gravitacional sugiere que la migración depende en forma directa del tamaño de las regiones, medido por la magnitud de su población, y en forma inversa de la distancia existente entre los sitios de origen y destino. En este modelo los flujos de población se dirigen en menor proporción hacia los puntos más alejados por diferentes razones, entre las que se puede mencionar que a una mayor distancia, mayores son los costos de movilización. Igualmente, entre más alejados sean los puntos de origen y destino, es más probable encontrar puntos intermedios —más cercanos— que atraen el flujo migratorio. Aparte y, por último, la mayor distancia puede traer consigo mayores diferencias en las costumbres y otros rasgos culturales que probablemente hacen menos atractivo el desplazamiento hacia lugares lejanos. Aquí se hace referencia a los costos psicológicos de la migración, pues entre más alejados sean el origen y el destino, hay una mayor separación del círculo de personas cercanas al emigrante. Adicionalmente, es más difícil obtener

⁹Douglas Massey and Felipe García, "The Social Process of International Migration", en *Science*, núm. 237. Citado por: George Borjas, "Economic Research on the Determinants of Immigration. Lessons for the European Union", *World Bank Technical Paper*, núm. 438, Washington, 1999.

¹⁰Dipak Mazumdar, "Rural-Urban Migration in Developing Countries", En: *Handbook of Regional and Urban Economics*, VOL. II, Edited by E.S. Mills, Elsevier Science Publishers, 1991.

información sobre las condiciones de un sitio alejado para evaluar si resulta benéfico trasladarse hacia él.¹¹

Como extensión del modelo gravitacional se pueden considerar variables que entrarían en el conjunto de atributos de las regiones tales como el ingreso, la tasa de desempleo, y los índices de violencia que podrían tomarse como medida de los *amenities* de cada región.

III Caracterización de los flujos migratorios internos

A. Algunos antecedentes

En Colombia los estudios sobre los determinantes de las migraciones interregionales han sido relativamente reducidos. Ciro Martínez y Manuel Rincón, en 1997, estudiaron las migraciones internas en Colombia a partir de la información del Censo de 1993.¹² Su análisis muestra una descripción de los saldos migratorios internos tanto para las migraciones de toda la vida, como para las migraciones recientes. Estas últimas comprenden los habitantes que cambiaron de lugar de residencia durante el período 1988-1993, mientras que las migraciones de toda la vida comprenden los cambios de residencia ocurridos en cualquier momento de la vida del individuo.

Samuel Jaramillo realizó una evaluación de la integración del territorio nacional a partir de los flujos de migración estimados con las cifras de los censos de 1973 y 1993.¹³ Del trabajo de Jaramillo se puede inferir que la movilidad espacial de la población en Colombia es relativamente baja. En general, las cuatro grandes subregiones que han aglomerado la mayor parte de la población del país no muestran flujos netos de población importantes.

En el trabajo de Mauricio Cárdenas *et al.* (1993), se resalta la importancia de las migraciones interdepartamentales como un factor que explica, en gran parte, la alta tasa a la que se acortan las distancias entre regiones ricas y

¹¹ Una amplia discusión sobre los efectos de las distancias sobre la migración se puede consultar en: Robert Lucas, "The effects of Proximity and Transportation on Developing Country Population Migrations", *Mimeo*, Boston University, November, 2000.

¹² Ciro Martínez y Manuel Rincón, "Tendencias recientes de las migraciones internas en Colombia", en *Desarrollo urbano en cifras*, núm. 2, Bogotá, 1997.

¹³ Samuel Jaramillo, "Migraciones e interacción regional en Colombia, 1973-1993", en *Territorios*, núm. 1, Bogotá, 1999.

pobres. El análisis de Cárdenas comprende el período 1950-1989 y considera como determinantes de la migración el nivel de ingreso departamental, la densidad de la población al inicio del período, la tasa de homicidios por 100.000 habitantes, la inestabilidad política y la estructura de la producción y algunas *dummies* regionales. En relación con el nivel de ingreso se obtiene una relación positiva con las tasas de migración, con lo cual se concluye que las oportunidades económicas son su principal determinante. Respecto a las demás variables se puede decir que las personas evitan destinos con altos niveles de violencia, con inestabilidad política y con una vocación agrícola en su estructura productiva. La densidad de población presenta una relación positiva con las migraciones, con lo cual se presenta una atracción hacia los sitios más poblados.

De acuerdo con el trabajo de Cárdenas *et al.*, "*aproximadamente el 15% de la convergencia en los ingresos per cápita es atribuible a los flujos migratorios de regiones ricas hacia áreas con mayores salarios y oportunidades económicas*".¹⁴ Ahora bien, en el período 1960-1989 los resultados econométricos presentan otra perspectiva en el trabajo de Cárdenas *et al.*, pues en el ejercicio de la convergencia muestran que para dicho período "*la tasa de convergencia estimada es de 4,97%, de los cuales sólo 0,13 puntos porcentuales pueden atribuirse a las migraciones*".¹⁵

El trabajo de Norma Rubiano y Eduardo Granados, en el período 1988-1993, y se resalta la importancia de las migraciones internas planteando que: "La población colombiana se caracteriza por el alto grado de movilidad entre departamentos y entre municipios de un mismo departamento. Entre los mayores de 10 años censados en 1993, el 25,9% ya no residía en el departamento de su nacimiento, habiendo migrado el 6,5% en los últimos cinco años".¹⁶

En el presente trabajo se realiza una ampliación de los análisis previos sobre los determinantes de la migración, considerando nuevas variables y tomando el período censal más reciente.

¹⁴ Mauricio Cárdenas, Adriana Pontón y Juan Pablo Trujillo, "Convergencia y migraciones interdepartamentales en Colombia: 1950-1989", en *Coyuntura económica*, VOL. 23, núm.1, Bogotá, abril, 1993, p. 113.

¹⁵ *Ibid.* p. 135.

¹⁶ Norma Rubiano y Eduardo Granados, "Migraciones internas y violencia en Colombia: el precio de los equilibrios regionales", En: Fernando Cubides y Camilo Domínguez, *Desplazados, migraciones internas y reestructuraciones territoriales*, Bogotá, Universidad Nacional, 1999, p. 90.

B. Destino de los flujos de población en Colombia

A raíz de la transición demográfica que experimentó el país a partir de la segunda mitad de la década de 1970, la natalidad y la fecundidad han perdido el papel protagónico que tenían a principios del siglo XX en el crecimiento de la población. Las tasas de fecundidad y natalidad se redujeron profundamente respecto a los niveles reportados en las primeras décadas del siglo XX y como consecuencia de ello el papel de la migración interregional ganó importancia en la distribución espacial de la población.¹⁷

Se resalta de esta manera el peso que adquiere la migración hacia las cabeceras municipales y en especial hacia las cuatro principales ciudades. Además de ello, el área de influencia de estas principales ciudades también ejerce una atracción importante para el flujo migratorio, pues más del 50% de la migración ocurrida entre 1988 y 1993 se dirigió hacia Bogotá, Cundinamarca, Valle, Antioquia y Atlántico.¹⁸

Cabe anotar que la simple observación de los cálculos del flujo migratorio dice poco respecto a la magnitud de las tasas de migración, por ello es importante comparar estos cálculos con los que se han encontrado a nivel internacional, a fin de tener un patrón de referencia. En España, por ejemplo, la tasa de migración interna en los años noventa estuvo cercana al 1,8%. En Irlanda fue del 2,1% para el mismo período. En Japón y en Estados Unidos se reportan tasas de 2,6% y 6,2%, respectivamente.¹⁹ Todas estas tasas contrastan con las que se reportan en Australia, en donde durante el período 1991-1996 más de 6,5 millones de habitantes habían cambiado de residencia al interior del país, cifra que equivale al 43% de la población total. En

¹⁷ Por ejemplo, en el período 1964-1973 la tasa de migración rural-urbana neta fue de 3,3% promedio anual, mientras que para el período 1938-1951, fue sólo de 1,2%, según cálculos de Harold Banguero *et al*, *Desarrollo económico y cambio poblacional en Colombia 1938-1980*, CEDE, Universidad de los Andes, Bogotá, 1983. Citado por Carmen Elisa Flórez, *Las transformaciones sociodemográficas en Colombia durante el siglo XX*, Bogotá, Tercer Mundo Editores, 2000.

¹⁸ Según cálculos con base en el censo de 1993.

¹⁹ Véase: Samuel Bentolila, "Las migraciones interiores en España", *Documento de trabajo FEDEA*, núm. 2001-07, FEDEA, España, 2001.

Australia esa alta movilidad se asocia a la existencia de un mercado laboral y de vivienda más abiertos y flexibles.²⁰

En Chile, aunque el período no abarca por completo los noventas, se encuentra que durante 1988-1992 el porcentaje de personas entre 15 y 64 años que cambiaron su sitio habitual de residencia al interior del país fue de 6,7%.

Las cifras para Colombia muestran que en el período 1988-1993 un total de 2,3 millones de personas habían migrado hacia otros departamentos, cifra que equivale a un 8% de la población total.²¹ Al hacer una evaluación a nivel municipal se encuentra un mayor porcentaje de inmigrantes dado que existen movimientos de población entre municipios en el interior de un mismo departamento. En este caso se tiene un total de 1,9 millones de inmigrantes adicionales, que representan un 7% de la población total.²²

Según estos resultados se puede decir que en Colombia la movilidad de la población es alta, si se contrasta con algunos datos disponibles a nivel internacional.

Una primera pregunta que surge del análisis de los flujos migratorios es hacia dónde se dirigen éstos en Colombia. En primer lugar hay que mencionar que aquellos departamentos que tienen un mayor nivel de riqueza, medido éste por su nivel de producto per cápita, son los que atraen un mayor número de emigrantes. Ello se puede observar en el gráfico 1, donde se presenta la relación entre el PIB per cápita y la tasa neta de migración, TNM, durante el período 1988-1993.

La mayoría de los departamentos que son expulsores de población —tasa neta de migración negativa— presentan un PIB per cápita por debajo del promedio —demarcado por la línea punteada—. El grado de correlación entre las dos variables es de 66,5%.

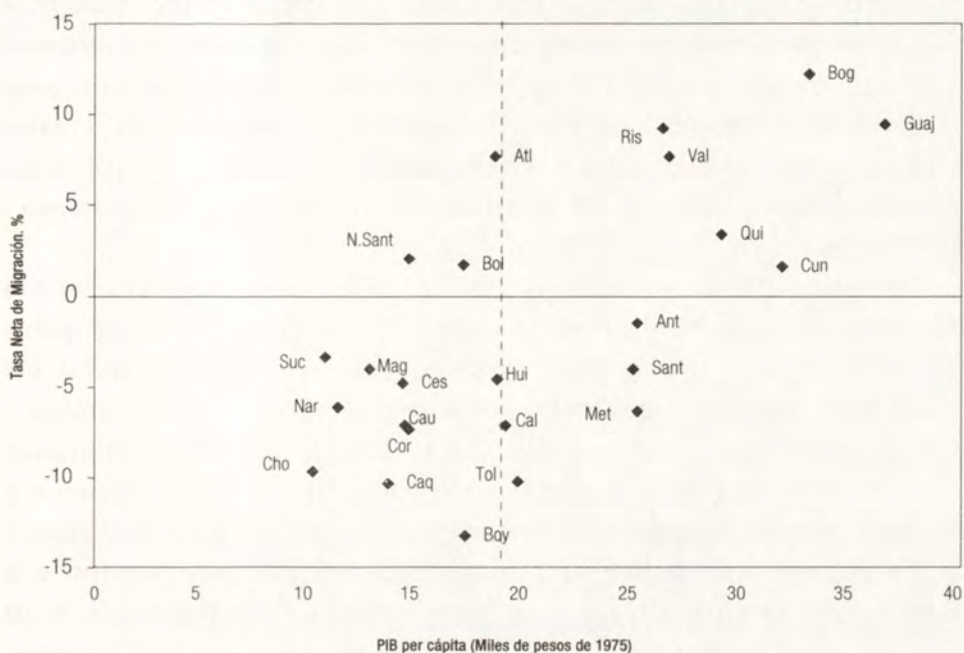
La relación entre mejores oportunidades económicas y desplazamiento de la población se corrobora claramente en el caso de Casanare, que con el descubrimiento de los yacimientos petroleros de Cusiana y Cupiagua experi-

²⁰ Martin Bell and Graeme Hugo, *Internal Migration in Australia 1991-1996 - Overview and the Overseas-born*, Australia, 2000.

²¹ Ciro Martínez y Manuel Rincón, *op. cit.*, 1997, p. 240.

²² Véase Evelyn Mesclier *et al.* *Dinámicas socioeconómicas en el espacio colombiano*, Bogotá, CRECE-DANE-IRD, 1999. p. 70.

Gráfico 1. Tasa neta de migración y PIB per cápita promedio 1988-1993 a precios de 1975



Sólo se incluyen los antiguos departamentos por la disponibilidad de cifras del PIB para el período 1988-1993.

FUENTE: Cálculos del autor con base en DANE.

mentó una aceleración en su tasa de crecimiento poblacional, específicamente en los municipios de influencia directa de los yacimientos, como son Aguazul y Tauramena.²³

Existen ciertas particularidades en los flujos de población que vale la pena destacar. En primer lugar, el caso de Boyacá que presenta la tasa neta de migración más baja y tiene un PIB per cápita cercano al promedio. Atlántico tiene un PIB per cápita ligeramente superior al de Boyacá, pero experimenta una TNM positiva y muy superior a la de Boyacá. En el caso de Atlántico se puede decir que está rodeado de departamentos con niveles de pobreza relativamente altos que lo convierten en un receptor neto de población. Boyacá, por el contrario, se ubica en una zona rodeada de departamentos con mayor

²³ Véase Carmen Elisa Flórez, "Migraciones en torno al petróleo en Casanare", En: Fernando Cubides y Camilo Domínguez, *Desplazados, migraciones internas y reestructuraciones territoriales*, Bogotá, Universidad Nacional, 1999.

riqueza relativa, con lo cual los saldos migratorios son negativos.²⁴ Aquí entra a jugar un papel importante la localización de los departamentos y las relaciones espaciales que experimentan con sus vecinos o departamentos cercanos.

Para ilustrar con mayor detalle los movimientos de población en el país, en el mapa 1 se presenta la tasa neta de migración departamental en el período 1988-1993. Los departamentos receptores de población son los del entramado oscuro, mientras que los departamentos expulsores son los que aparecen en tonos claros.

La hipótesis de la convergencia plantea que las migraciones ayudan a la reducción de las disparidades en el ingreso de las regiones, en tanto que la población regularmente se dirige de las regiones con bajo nivel de PIB per cápita hacia las de alto. De acuerdo con la relación presentada en el gráfico 1 esta hipótesis parece confirmarse en Colombia ya que la tasa de migración neta y el PIB per cápita presentan una relación positiva.²⁵ Naturalmente que la convergencia es un proceso que no se consigue en el corto plazo, y aunque las migraciones interdepartamentales puedan contribuir positivamente a la convergencia este proceso no se ha consolidado en Colombia según se ha demostrado en Meisel (1993) y también en Bonet y Meisel (1999).²⁶ Además, una conclusión en el sentido de si la migración contribuye o no a la convergencia debería darse en el contexto de un análisis de series de tiempo y no en datos longitudinales.²⁷ En el caso colombiano ello no sería posible pues las cifras de migraciones interregionales sólo se obtienen a partir de algunas fechas de elaboración de censos de población.

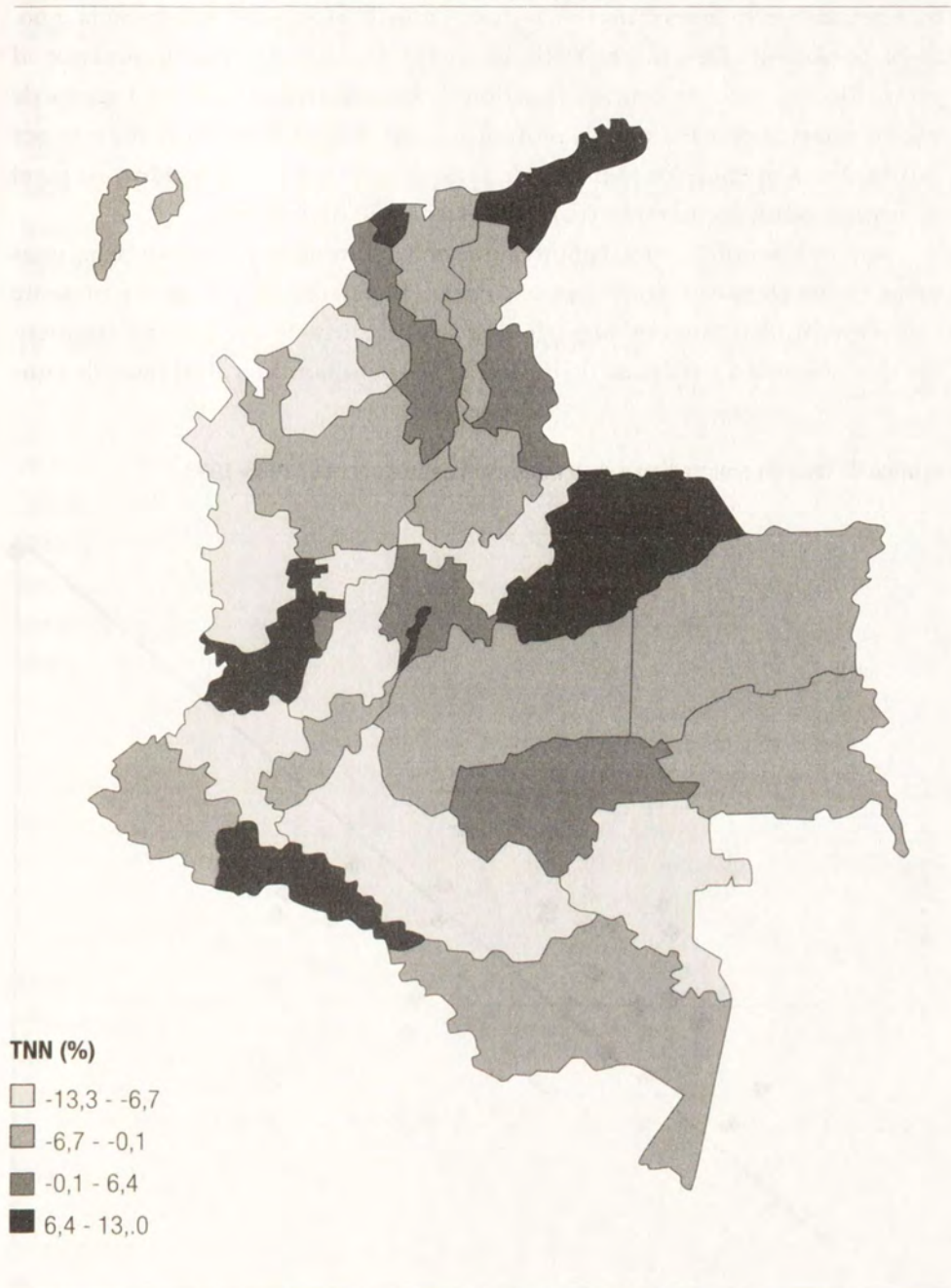
²⁴ Boyacá aporta un buen porcentaje de los emigrantes atraídos por los yacimientos petroleros de Casanare. Véase Carmen Elisa Flórez, 1999, *op. cit.*

²⁵ En el estudio de crecimiento económico urbano, Galvis y Meisel (2001) se presenta un resultado similar al encontrar que las tasas netas de migración afectan positivamente el crecimiento del PIB per cápita de las principales ciudades colombianas. Ver: Luis Armando Galvis y Adolfo Meisel, "El crecimiento económico de las ciudades colombianas y sus determinantes, 1973-1998", En: Adolfo Meisel, (Ed.), *Regiones, ciudades y crecimiento económico en Colombia*, Bogotá, Colección de Economía Regional, Banco de la República, 2001.

²⁶ Adolfo Meisel, "¿Polarización o convergencia? A propósito de Cárdenas, Pontón y Trujillo", en *Coyuntura Económica*, VOL. 23, núm. 2, julio, 1993; Jaime Bonet y Adolfo Meisel (1999), "La convergencia regional en Colombia: Una visión de largo plazo, 1926-1995", en *Coyuntura Económica*, VOL. 29, núm. 1, marzo, 1999.

²⁷ Especialmente si se está hablando de la reducción de la brecha de ingresos entre regiones ricas y pobres, es decir, lo que en la literatura de crecimiento económico se conoce como convergencia sigma.

Mapa 1. Tasa neta de migración interdepartamental, 1988-1993

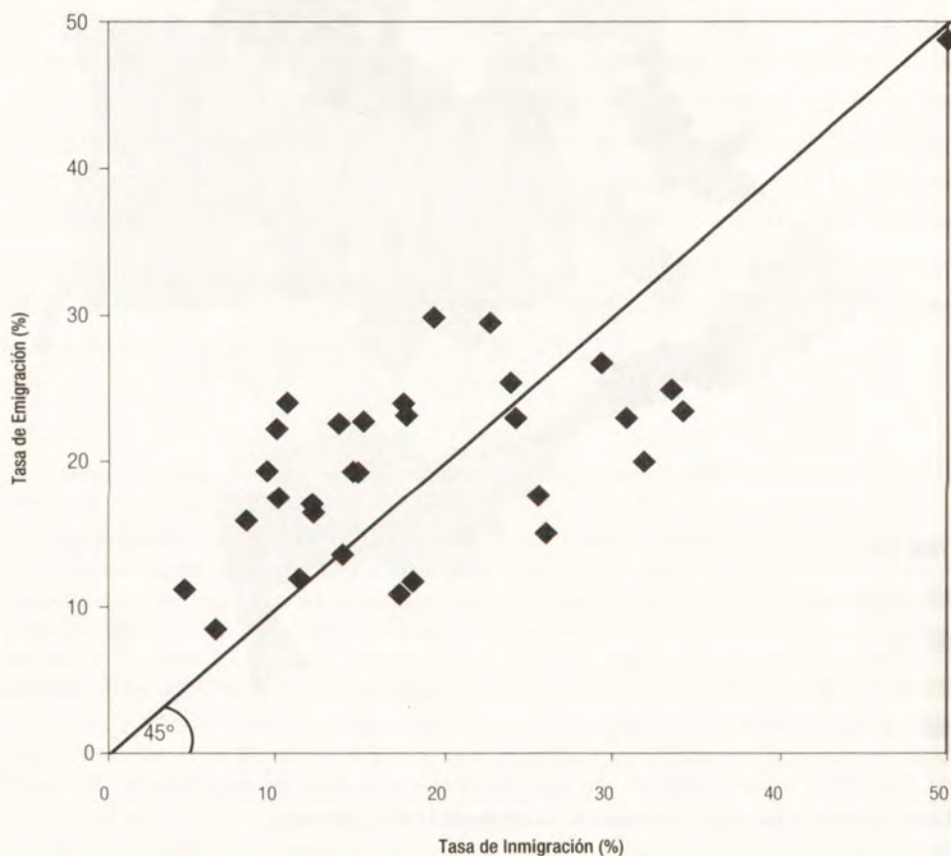


FUENTE: elaboración propia con base en cartografía del IGAC, Instituto Geográfico Agustín Codazzi.

De otro lado, es necesario conocer la composición de la mano de obra que ha emigrado para determinar si hay una contribución a la convergencia o no. Si la población que emigra tiene un nivel de capital humano superior al promedio del sitio de origen, la salida de esos individuos de los lugares de mayor pobreza relativa podría profundizar las disparidades en el ingreso per cápita. Nuevamente, los registros de la población que ha emigrado y su nivel de capital humano no están disponibles en serie de tiempo.

Samuel Jaramillo (1999) plantea que en Colombia se presentan bajas tasas netas de migración y como consecuencia, al parecer, la población presenta cierta estabilidad. Sin embargo, lo que se encuentra es que hay departamentos que presentan altas tasas de inmigración, pero también altas tasas de emi-

Gráfico 2. Tasa de emigración y de inmigración departamental, 1988-1993



FUENTE: Tomado de Ciro Martínez y Manuel Rincón, 1997.

gración, con lo cual las tasas netas son relativamente bajas. En el gráfico 2 se observa esta relación en el caso de los departamentos de Colombia.

La migración se dirige en mayor grado hacia las áreas cercanas pues ésta se reduce con la distancia entre los departamentos. La correlación entre la migración desde i hasta j y la distancia entre los dos puntos es de -0.68 .²⁸ Este resultado es consistente con el modelo gravitacional, pues los flujos migratorios se atraen en relación inversa con la distancia entre el origen y el destino.

IV El modelo

Para la estimación del modelo de determinantes de la migración se siguió el trabajo de Patricio Aroca, Geoffrey Hewings y Jimmy Paredes (2001), en donde se plantea un ejercicio de maximización de la utilidad de un individuo que está evaluando la posibilidad de migrar para estimar el impacto de los determinantes de la migración.²⁹ Del ejercicio de optimización se llega a una expresión que señala la probabilidad de que un trabajador emigre de una región i hacia la j , p_{ij} , de la siguiente forma:

$$p_{ij} = \frac{e^{V_j}}{\sum_{j=1}^k e^{V_j}}$$

donde V_j es la función de utilidad indirecta del individuo. Se supone que esta función de utilidad depende de los precios de los bienes, de los precios del transporte, en caso de que sea necesario utilizarlo para el desplazamiento, del ingreso y de un conjunto de atributos de las regiones de origen y destino. k es el número de regiones de destino, incluyendo la región i .

Para realizar las estimaciones a nivel agregado se impone la restricción de que la suma de las probabilidades sea la unidad, $\sum_{j=1}^k p_{ij} = 1$, y se normaliza por la probabilidad de quedarse en la región i . Además, por simplicidad se

²⁸ Empleando la distancia terrestre entre las capitales departamentales.

²⁹ Patricio Aroca, Geoffrey Hewings y Jimmy Paredes, "Migración interregional en Chile: 1977-1982 y 1987-1992", en *Cuadernos de Economía*, núm. 115, Chile, diciembre, 2001.

supone que los precios de los bienes son iguales entre las diferentes regiones, quedando sólo el precio del transporte como determinante. Así se tiene una función de la siguiente forma:

$$\ln\left(\frac{p_{ij}}{p_{ii}}\right) = V_{ij} - V_{ii} = \alpha_0 + \alpha_1 P_{Tj} + \alpha_2 (I_j - I_i) + \alpha_3 (Z_j - Z_i)$$

Para el cálculo de la variable dependiente se define $p_{ij} = M_{ij} / P_{0i}$. Lo cual quiere decir que la probabilidad de ir de i hacia j se aproxima mediante el número de emigrantes desde i , dividido por la población de i al inicio del período. Igualmente se calcula la probabilidad de permanecer en i como: $p_{ii} = M_{ii} / P_{0i}$. Así, la variable dependiente sería el logaritmo natural de la probabilidad de desplazarse de i hacia j , normalizada por la probabilidad de permanecer en i . Al hacer este cálculo la variable dependiente queda estimada como $\ln(M_{ij} / M_{ii})$, pues los denominadores de p_{ij} y p_{ii} se cancelan.

Dado que no existe una variable que mida los costos de traslado entre los departamentos, se utiliza la distancia entre ellos como una variable *proxy* para esos costos. Se asume que los costos se incrementan a ritmos decrecientes con la distancia, con lo cual se incluye la distancia y el cuadrado de la distancia como variables determinantes de la migración. De acuerdo con esto, se espera que el coeficiente de la variable distancia sea negativo y el del cuadrado sea positivo.

Para las estimaciones de las distancias entre los departamentos se tienen dos opciones, la primera es utilizar las distancias a las ciudades principales de cada departamento, es decir, las distancias entre las capitales. La segunda opción consiste en utilizar las coordenadas de los polígonos para calcular las distancias al centro de cada departamento.³⁰ Ambas opciones tienen puntos a favor y en contra: en el primer caso existen limitaciones en cuanto que no toda la población se dirige hacia las capitales; respecto a las distancias medidas por las coordenadas de los "centros" de cada departamento el problema es que las ciudades hacia las que se dirige la población no siempre quedan en

³⁰ Se utilizó el módulo SpaceStat del software ArcView para hallar las coordenadas del "centro de masa" (centroid) de cada polígono.

las zonas centrales de los departamentos. Se decidió trabajar con ambas variables para corroborar la consistencia de las estimaciones, no obstante, la utilización de las distancias a las principales ciudades tiene la ventaja de considerar la trayectoria seguida para llegar al destino. La utilización de las coordenadas permite estimar distancias para aquellos departamentos que no disponen de la información de distancias terrestres entre sus capitales.

En el cálculo de las distancias mediante las coordenadas en el Sistema de Información Geográfico, SIG, se sigue la sugerencia de Luc Anselin (1992) en el sentido de no utilizar la distancia euclidiana entre los puntos, sino lo que se denomina *arc-distance*, que define la distancia entre los puntos i y j como:

$$d_{ij} = 3959 * \text{Arc} \cos \left\{ \cos |Y_i - Y_j| * \text{sen } X_i * \text{sen } X_j + \cos X_i * \cos X_j \right\}$$

donde X y Y son las coordenadas –latitud y longitud–, expresadas en radianes.³¹

La ubicación relativa del sitio de origen y destino es también importante en la determinación de los flujos de migración. Para tener en cuenta esta característica se calcula una variable espacial³² construida a través de una matriz binaria de conectividad, W , cuyas celdas W_{ij} toman el valor de cero en los casos en que los departamentos no son contiguos y el valor de uno en el caso en que sí lo sean (ver anexo 1).

Se calcula el vector propio principal e , de la matriz W que nos da una medida de la ubicación relativa de cada una de las regiones: si e_j tiende a cero, es porque la región j está alejada del centro geográfico del país y tiene poca conectividad; por el contrario, si e_j tiende a uno es porque la región j está cerca al centro y tendrá, por ende, mayor conectividad con las demás regiones. A partir del vector propio principal se define la variable espacial, S_{ij} :

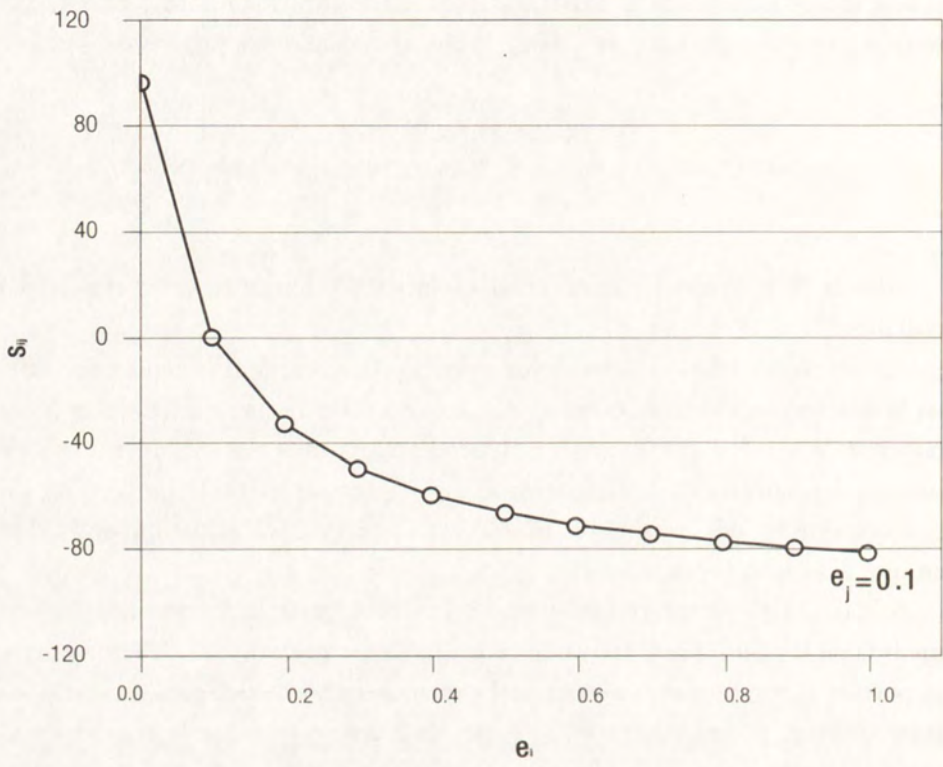
$$S_{ij} = \left[\frac{e_j - e_i}{e_j + e_i} * 100 \right]$$

³¹ Para un mayor detalle véase Luc Anselin, *SpaceStat Tutorial. A Workbook for Using SpaceStat in the analysis of Spatial Data*, University of Illinois, 1992, p. 72.

³² La metodología sigue la propuesta de Boots y Kanaroglou (1988).

De acuerdo con esta definición, cada uno de los S_{ij} fluctuará entre -100 y 100. Si S_{ij} tiende a 100 es porque el posible traslado se da desde una zona periférica hacia una central y si tiende a -100 sucede lo contrario. La relación entre e_{ij} y S_{ij} se puede apreciar en el gráfico 3. Cuando $e_j=0$, indicando que j es una región periférica, la variable S_{ij} toma el valor de -100.

Gráfico 3. Relación entre e_{ij} y S_{ij}



FUENTE: Cálculos del autor

V Resultados

Las estimaciones presentadas en este trabajo se realizaron a un nivel departamental y tomaron como base la información del último censo de población disponible —año 1993—. De la muestra se tuvo que excluir a los nuevos departamentos debido a la limitación en la consecución de cifras para variables como la distancia a las capitales, el ingreso per cápita y las tasas de desempleo.

Se consideró como inmigrante reciente a aquella persona que fue censada en un determinado departamento y que cinco años antes vivía en otro lugar.³³ De aquí surge una limitación de la definición de los inmigrantes, y es que no se tiene en cuenta que el individuo pudo haber nacido en el municipio donde es censado, pero haber realizado traslados durante el período que se toma como referencia, lo que se conoce como emigrantes de retorno. No obstante, al tomar un período de cinco años para definir los inmigrantes recientes, se reduce la posibilidad de encontrar emigrantes de retorno. Además, para efectos del estudio de los determinantes de la migración, en realidad importa la muestra de individuos que han emigrado por un período no tan corto.

Las estimaciones del modelo gravitacional se realizaron calculando la variable dependiente con cada una de las observaciones que se encuentran en la matriz de flujos de población inter-departamental (véase anexo 2).

Como variables independientes se consideran la tasa de desempleo que da cuenta no sólo de la probabilidad de enganche en un nuevo empleo, planteado por la hipótesis del ingreso esperado, sino que se ajusta también al modelo gravitacional, en tanto que es un componente del vector de características de las regiones. Las mejores oportunidades de empleo entrarían en el modelo gravitacional como un atractivo para los emigrantes, con lo cual se esperaría una relación negativa entre el número de inmigrantes hacia la región j , y la tasa de desempleo en j .

Dado que para el nivel departamental no existe una medida del salario de la mano de obra, se empleó el ingreso per cápita departamental al inicio del período como *proxy* del salario.³⁴

³³La información se obtuvo del cuadro 2 del Resumen General del Censo de 1993.

³⁴Robert Barro y Javier Sala-I-Martin emplean el ingreso per cápita como *proxy* del salario, encontrando una relación positiva con las tasas netas de migración. Véase al respecto Robert Barro y Javier Sala-I-Martin, *Economic Growth*, Nueva York, McGraw-Hill, 1995, p. 403.

En el trabajo de Aroca *et al.* (2001) se emplea el tamaño de la población como un indicador de la disponibilidad de bienes y servicios que se asocian a las regiones más pobladas.³⁵ En este trabajo también se utiliza la variación del producto regional bruto como un índice que se aproxima a la variación del ingreso de los individuos. En nuestro caso se calculó la variación del PIB real entre 1988-1993. Se supone que la variación real de los salarios actúa como un factor que atrae posibles emigrantes en la medida que se incrementen los ingresos en la región *j* respecto a la región *i*.

Otro atributo que entraría a tener relevancia en la escogencia de la región de destino es su ubicación relativa, la cual se puede aproximar mediante la variable espacial, *S*, que da una medida de la ubicación de cada departamento respecto al centro geográfico del país, y también de la conectividad que existe entre los vecinos de cada departamento. Como se mencionó, la construcción de la variable *S* parte del cálculo del vector propio principal de la matriz de contigüidad. Los resultados del vector propio principal se pueden apreciar en el mapa 2. Se observa cómo los departamentos que se localizan en las zonas periféricas presentan un menor valor para la variable *ej*. Los departamentos de Cundinamarca y Tolima, por estar ubicados en el centro del país, con un buen número de vecinos, presentan un valor alto para *ej*.

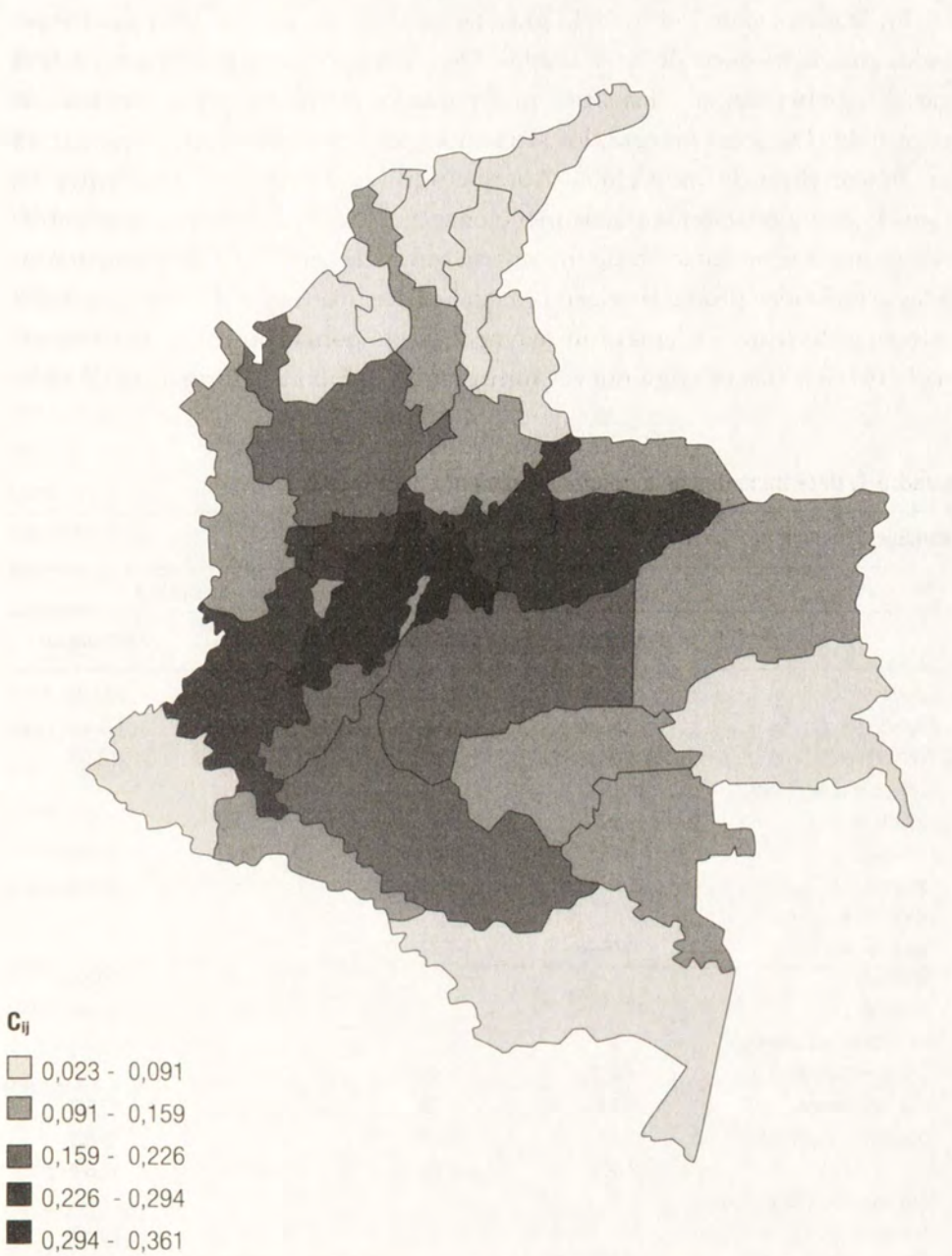
Una limitación que presenta la variable espacial se puede notar en el caso de Bogotá, que se esperaría presentara el mayor valor para *ej*, dado que está localizada al centro y tiene comunicación con la mayoría de departamentos. No obstante ello no ocurre debido a que Bogotá presenta un bajo número de departamentos contiguos.

En el cuadro 1 se presentan las estimaciones para el modelo gravitacional incluida la población en el origen y en el destino, el porcentaje de población urbana en la región de origen, la distancia y el cuadrado de la distancia, la variación del ingreso real, la diferencia del ingreso per cápita y la variable espacial.

En la estimación del modelo se encontraron algunos problemas que implicaron replantear los determinantes de la migración del modelo de Aroca *et al.* En primer lugar, se encontró que la variación de los salarios y la

³⁵ Patricio Aroca, Geoffrey Hewings y Jimmy Paredes, 2001, *op cit.*; Patricio Aroca and Geoffrey Hewings, "Migration and Regional Labor Market Adjustment: Chile 1977-1982 and 1987-1992", *Mimeo*, REAL, University of Illinois, 2001.

Mapa 2. Valor del vector propio principal de la matriz de conectividad



FUENTE: Elaboración propia con base en cartografía del IGAC.

población en el origen y el destino presentan una alta correlación, por lo cual no fue posible incluirlas simultáneamente en la especificación del modelo.

En la estimación del modelo gravitacional se encuentran los signos esperados para la mayoría de las variables. De acuerdo con el signo negativo de la variable población en i los sitios más poblados expulsan menor cantidad de población. De igual manera, los sitios más poblados son aquellos que atraen un mayor flujo de individuos. Aunque aquí es difícil distinguir entre las causas de esta relación se puede mencionar que los departamentos más poblados tienen mejor dotación de infraestructura y de servicios complementarios a las actividades productivas, con lo cual existe una fuerza de atracción hacia este tipo de sitios. Además, un mayor flujo de población hacia un determinado destino trae consigo nuevos inmigrantes debido a la formación de redes

Cuadro 1. Determinantes de la migración reciente, 1988-1993

	Ecuación 1		Ecuación 2	
	Coefficiente	t estadístico	Coefficiente	t estadístico
Constante	-6.20	(-23.51)	-6.31	(-23.39)
Población en i	7.93E-09	(0.15)	-1.24E-07	(-3.44)
Población en j	4.44E-07	(7.86)	5.92E-07	(16.50)
Porcentaje de población urbana en i	0.57	(1.95)		
Distancia	-0.005	(-17.57)	-0.005	(-17.16)
Distancia \wedge 2	1.59E-06	(9.83)	1.50E-06	(9.19)
Diferencia en el nivel de salarios de j e i	-1.27E-05	(-2.77)		
Salario en i			-3.22E-06	(-0.53)
Salario en j			1.70E-05	(3.22)
Variación de los salarios entre 1988-1993	2.44E-05	(3.54)		
Tasa de desempleo en i	0.06	(1.72)	0.09	(2.66)
Tasa de desempleo en j	0.21	(5.99)	0.21	(5.82)
S_{ij}	0.003	(2.20)	0.003	(2.60)
Tasa de homicidios x 1000 hab. en i			-0.001	(-1.83)
R^2	0.66		0.70	
N		552		552

Nota: t estadístico entre paréntesis.

FUENTE: Cálculos del autor.

de amigos o familiares que pueden brindar información sobre los sitios de destino a aquellas personas que están propensas a emigrar.

El resultado señala que la población preferiblemente emigra hacia lugares más poblados que su sitio de origen. En los censos de principios y mediados del siglo XX este fenómeno se presentaba principalmente como resultado del gran volumen de migración rural urbana, motivado por las mejores condiciones ofrecidas por las ciudades en relación con las del campo.³⁶ En el período analizado es también importante la migración entre las áreas urbanas.

Empleando el porcentaje de población urbana como un indicador de la importancia de las grandes ciudades como atractivos para la población, se encuentra una relación positiva entre esta variable y el volumen de migración. Este resultado es también consistente con la hipótesis de que los sitios mejor dotados en términos de infraestructura y servicios públicos, que presentan un mayor porcentaje de personas viviendo en las áreas urbanas, son los que atraen mayor cantidad de población. Infortunadamente en la especificación del modelo gravitacional esta variable no puede entrar como un regresor más debido a los problemas de colinealidad que se presentan con el tamaño de la población en j .³⁷

La distancia entre las principales ciudades presenta una relación negativa con el flujo de la población. Esto es, a mayor distancia entre el origen y el destino, menor es el flujo de población entre estos sitios. Esa tasa se reduce a ritmos decrecientes, tal como se puede inferir de acuerdo con el signo positivo del coeficiente del cuadrado de la distancia. Los resultados son similares cuando se emplean los cálculos de *arc distance* entre los polígonos. Ello simplemente permite contrastar la consistencia de la variable distancia.

El coeficiente de las diferencias en el ingreso per cápita no es el esperado, pues éste debería ser positivo, indicando que a mayor diferencia entre el ingreso per cápita entre j e i , mayor debería ser el flujo de población. Como se mencionó antes, podrían existir asimetrías en la influencia de algunas variables económicas sobre la migración, con lo cual es necesario examinar la

³⁶ Miguel Fornaguera, "Evaluación de los saldos migratorios internos. Ensayo de un método y algunos resultados de su aplicación en Colombia", En: Ramiro Cardona Gutiérrez, (Ed.), *Migración y desarrollo urbano en Colombia*, Bogotá, 1970; T. Paul Schultz, *Population Growth and Internal Migration in Colombia*, Memorandum RM-5765-RC/AID, Rand Corporation, julio, 1969.

³⁷ En la ecuación 2 del cuadro 1 se realizan los ajustes a la formulación inicial del modelo.

incidencia individual de los ingresos en el origen y el destino. Al hacer esto se encuentra que el ingreso per cápita en el destino es estadísticamente significativo y presenta el signo esperado (positivo) y, además, que el del origen, aunque es negativo, no presenta un valor significativo (ver ecuación 2 del cuadro 1).

La tasa de desempleo en *i* presenta un cuadro diferente: tanto para el origen como para el destino es significativa. Sin embargo, se esperaría que una menor tasa de desempleo en el destino fuera un motivo de atracción de más emigrantes, es decir, una relación negativa entre esas dos variables. En este punto es importante mencionar que en la literatura se distinguen dos tipos de migración, la especulativa, que es aquella que se mueve en la búsqueda de mejores oportunidades en ingreso y ocupación, y la migración contratada, que es aquella que resulta como consecuencia de una nueva contratación previamente establecida, con lo cual las condiciones en las tasas de desempleo en el destino no entrarían como un criterio de decisión importante en la elección del curso de la migración, sino que son los salarios los que tienen un papel central en la determinación de la migración.

En este mismo sentido es importante agregar que en algunos casos las variables económicas no resultan tan decisivas como determinantes de la migración a causa de que existen otros factores que presionan la salida de la población de su sitio de residencia. Tal es el caso de las condiciones de violencia y delincuencia. En nuestro caso se han tomado las tasas de homicidio por cada 100.000 habitantes como un indicador de los niveles de violencia, construyendo una variable que da la diferencia entre las tasas de homicidio entre el lugar de destino y el de origen. En las estimaciones esta última variable arroja un signo negativo, indicando que a mayor índice de violencia en el sitio de destino frente al origen, menores son los movimientos de población que se van a producir entre los dos lugares.

En algunos estudios también se considera la tasa de delitos como determinante de las migraciones. El trabajo de Cárdenas *et al.* (1993) incluye esta variable, pero al parecer no da resultados tan concluyentes como la tasa de homicidios. Norma Rubiano y Eduardo Granados muestran igualmente que en el período 1988-1993 la migración estaba más asociada a la tasa de muertes violentas que a las tasas de delitos.³⁸ Este resultado indica que las per-

³⁸ Norma Rubiano y Eduardo Granados, *op. cit.*, 1999, p. 94.

sonas responden más a la amenaza de homicidio que de otro tipo de delincuencia. Por lo anterior, en este estudio sólo se consideró la tasa de homicidios.

Una variable que incide igualmente en la migración es la ubicación relativa de cada departamento. Ello se puede corroborar examinando la significancia estadística de la variable *S*. El signo encontrado es positivo, indicando que la migración se dirige principalmente desde sitios periféricos hacia aquellos que son centrales y con alta conectividad.

En Colombia este último resultado es bastante significativo pues corrobora la gran importancia que tiene Bogotá en la economía nacional como uno de los principales destinos de la población que emigra: Bogotá captó cerca de una cuarta parte de la migración interdepartamental que ocurrió durante 1988-1993.³⁹

Ciro Martínez y Manuel Rincón (1997) muestran que la migración en Colombia se ha caracterizado por ser de corta distancia, es decir, que la población emigra regularmente hacia otros municipios en un mismo departamento o hacia departamentos de una misma región. No obstante, cuando la migración se produce hacia otros departamentos, el desplazamiento es de larga distancia.⁴⁰ Este resultado es explicado en gran medida por la atracción que ejerce Bogotá, pues si se analiza la matriz de migraciones (ver anexo 2), se puede notar que para diez de los departamentos colombianos Bogotá es el principal destino preferido por los emigrantes y para otros diez, es el segundo destino. Sólo para los departamentos de la Costa Caribe Bogotá aparece en una quinta posición en términos de la ordenación de los principales destinos de la población que emigra. En este último caso, la movilidad se da en una alta proporción entre los departamentos de la misma región.

Una de las limitaciones que posee el modelo gravitacional es que las variables que contempla se refieren más a las características de los sitios de origen y destino que a las características de los potenciales emigrantes. De esta manera, el análisis que resulta del modelo gravitacional excluye ciertos determinantes socio-demográficos de la migración, tales como la edad, el estado civil, el número de hijos, etc. En nuestro caso, el objetivo del estudio es examinar las características regionales que motivan la migración, por lo cual el modelo gravitacional puede ser de gran utilidad.

³⁹ Véase anexo 2.

⁴⁰ Ciro Martínez y Manuel Rincón, *op. cit.*, 1997.

VI Conclusiones

El estudio de las migraciones internas en un país reviste gran importancia por cuanto la movilidad de la población tiene grandes implicaciones en la composición de la mano de obra, las condiciones del mercado laboral y de distribución del ingreso.

Una de las principales conclusiones del presente trabajo es que la migración al interior del país está afectada por las características de los sitios de destino en un ámbito espacial. En estudios previos sobre los determinantes de las migraciones no se había contemplado este elemento y no se habían realizado estimaciones basadas en un modelo gravitacional. Este modelo permite tener una noción más amplia de los determinantes de la migración, en tanto que es posible examinar características tanto de los departamentos de origen, como de los de destino e identificar las posibles asimetrías que se presentan en la incidencia de las variables consideradas. En nuestro caso, por ejemplo, se encontró que el ingreso per cápita del destino es más importante que el del origen.

De esta manera, además de las variables económicas, existen variables como la ubicación espacial relativa de los entes territoriales que afectan también la movilidad de la población. En economía regional este elemento es de gran importancia por cuanto los atributos de los distintos puntos geográficos son un punto clave para el estudio de la distribución espacial de la población y de la actividad económica.

Las condiciones de violencia de las regiones también puede explicar los resultados encontrados con ciertas variables económicas que no arrojaron resultados consistentes. La inseguridad es un mecanismo de expulsión de población que en muchos casos prima sobre otros factores determinantes de la movilidad de los individuos.

Finalmente, otra conclusión que es importante resaltar es que, adicionalmente a la distancia recorrida, la población tiene en cuenta el sentido del traslado. Es decir, que controlando por la distancia que se recorre al emigrar, las personas prefieren desplazarse hacia sitios centrales. De ahí que se consolide a Bogotá como una región bastante atractiva dentro de los posibles destinos que considera un emigrante en Colombia.

Anexos



Anexo 1: Matriz de contigüidad de los departamentos de Colombia

	5	8	11	13	15	17	18	19	20	23	25	27	41	44	47	50	52	54	63	66	68	70	73	76	81	85	86	88	91	94	95	97	99			
5	0	0	1	1	1	0	0	0	1	1	1	0	0	0	0	0	0	0	1	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0		
8	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0		
11	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	1	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0		
13	1	1	0	0	0	0	0	1	1	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	1	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0		
15	1	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	1	0	0	1	0	0	0	1	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0		
17	1	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0		
18	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	1	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	1	0	1	1	0		
19	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	1	0	0	0	1	0	0	0	0	0	1	1	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0		
20	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	1	1	0	0	1	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	
23	1	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	
25	1	0	1	0	1	1	0	0	0	0	0	1	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	
27	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	
41	0	0	1	0	0	0	1	1	0	0	1	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	
44	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	
47	0	1	0	1	0	0	0	0	1	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	
50	0	0	1	0	0	0	1	0	0	0	1	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	1	0	1		
52	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0		
54	0	0	0	0	1	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	
63	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	1	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	
66	1	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	1	0	0	1	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	
68	1	0	0	1	1	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	
70	0	0	0	1	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	
73	0	0	0	0	0	1	0	1	0	0	1	0	1	0	0	0	0	0	0	1	1	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	
76	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	1	1	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	
81	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	
85	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	1	
86	0	0	0	0	0	0	1	1	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	
88	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	
91	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0
94	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
95	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	1
97	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	1	0
99	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	1	0	0	0	1	1	0	0	

Nota: La identificación del departamento es según el código DANE. La construcción de la matriz se realiza asignándole el uno a los departamentos que limitan entre sí o que son contiguos, y cero a los que no limitan.

FUENTE: Elaboración propia.

Anexo 2. Población por lugar de nacimiento según departamento de residencia cinco años antes

Población de 5 años y más, censada en hogares particulares, por lugar de residencia cinco años antes, según departamento de residencia

Departamento de residencia	Lugar de residencia cinco años antes (miles)																		
	Total	Bogotá	Amazonas	Antioquia	Arauca	Atlántico	Bolívar	Boyacá	Caldas	Caquetá	Casanare	Cauca	Cesar	Chocó	Córdoba	Cundinamarca	Guainía	Guaviare	Huila
Total Nal.	29,059.6	4,088.5	30.8	3,799.9	106.4	1,400.2	1,208.8	1,092.6	833.0	273.5	125.3	860.6	630.3	288.0	963.2	1,404.3	11.1	44.5	660.0
Bogotá	4,427.0	3,768.1	1.3	24.2	2.5	12.0	8.4	82.1	19.2	7.5	4.3	5.6	7.3	2.3	6.7	123.2	0.3	2.6	24.3
Amazonas	31.0	0.6	27.3	0.1	0.0	0.1	0.1	0.0	0.0	0.2	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.1
Antioquia	3,840.1	12.4	0.1	3,637.5	0.3	5.7	6.4	1.7	11.9	0.7	0.1	1.0	1.5	12.5	24.1	1.4	0.0	0.2	0.9
Arauca	116.9	1.9	0.0	0.5	93.4	0.2	0.4	1.2	0.2	0.1	1.5	0.1	1.8	0.0	0.1	0.2	0.0	0.1	0.1
Atlántico	1,487.4	14.0	0.1	7.9	0.1	1,315.9	25.1	0.6	0.5	0.1	0.1	0.2	10.0	0.4	10.6	1.3	0.0	0.0	0.3
Bolívar	1,254.4	4.3	0.1	10.4	0.2	12.2	1,125.3	1.0	0.5	0.1	0.1	0.2	6.7	1.2	13.2	0.8	0.0	0.1	0.3
Boyacá	1,033.6	27.9	0.0	2.0	0.6	0.5	0.4	964.8	1.2	0.3	3.5	0.2	0.3	0.1	0.2	5.1	0.0	0.5	0.5
Caldas	815.2	8.7	0.0	12.5	0.2	0.8	0.4	1.5	739.7	0.7	0.1	0.7	0.4	0.4	0.3	2.0	0.0	0.1	0.5
Caquetá	265.2	2.6	0.1	0.6	0.2	0.1	0.2	0.2	0.6	233.4	0.0	1.4	0.1	0.1	0.1	0.6	0.0	0.1	8.7
Casanare	133.2	4.3	0.1	0.3	1.1	0.1	0.1	5.9	0.1	0.1	109.2	0.2	0.4	0.0	0.1	0.7	0.0	0.5	0.3
Cauca	848.9	2.6	0.0	1.4	0.1	0.2	0.2	0.4	0.9	1.6	0.1	786.2	0.1	0.2	0.1	0.7	0.0	0.1	3.4
Cesar	627.6	2.7	0.0	1.5	0.3	7.2	5.3	0.3	0.2	0.1	0.1	0.1	557.2	0.1	1.9	0.3	0.0	0.0	0.2
Chocó	283.7	0.7	0.0	8.0	0.0	0.3	0.3	0.0	0.2	0.0	0.0	0.1	0.1	260.4	0.6	0.0	0.0	0.0	0.0
Córdoba	951.2	1.7	0.0	17.6	0.0	4.0	4.7	0.1	0.2	0.1	0.0	0.1	0.7	0.7	886.9	0.1	0.0	0.0	0.1
C/marca	1,458.8	97.5	0.2	3.7	0.3	1.0	0.6	14.9	4.1	1.5	0.7	0.7	0.7	0.1	0.4	1,240.1	0.1	0.7	4.0
Guainía	11.1	0.2	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	9.8	0.1	0.0
Guaviare	45.6	1.3	0.0	0.3	0.1	0.0	0.1	0.8	0.2	0.1	0.3	0.1	0.0	0.1	0.0	0.8	0.1	33.5	0.1
Huila	655.6	10.7	0.2	1.1	0.1	0.3	0.2	0.6	0.6	10.2	0.1	4.4	0.3	0.1	0.1	1.7	0.0	0.2	596.5
La Guaj. ¹	265.3	1.4	0.0	1.6	0.1	7.7	4.9	0.2	0.1	0.0	0.0	0.1	8.9	0.1	3.0	0.2	0.0	0.0	0.0
Magdalena	771.4	3.8	0.0	3.5	0.1	13.4	6.5	0.4	0.4	0.1	0.0	0.1	10.9	0.1	1.4	0.5	0.0	0.0	0.2
Meta	483.3	14.9	0.2	1.7	0.9	0.4	0.2	2.6	1.1	2.0	3.2	0.4	0.4	0.2	0.1	7.1	0.4	3.6	1.6
Nariño	1,117.5	3.7	0.0	1.2	0.0	0.2	0.2	0.2	0.4	0.3	0.1	2.8	0.1	0.4	0.1	0.3	0.0	0.0	0.5
N. Sant.	912.3	7.4	0.0	2.9	2.7	1.8	1.3	2.3	0.6	0.3	0.1	0.3	7.8	0.1	0.4	0.8	0.0	0.1	0.5
Putumayo	170.3	1.0	0.3	0.4	0.0	0.1	0.1	0.1	0.3	4.8	0.0	3.1	0.0	0.1	0.1	0.1	0.0	0.0	1.4
Quindío	380.9	6.6	0.1	6.2	0.1	0.4	0.2	0.4	5.1	1.0	0.1	1.9	0.2	0.3	0.1	0.9	0.0	0.3	1.0
Risaralda	658.9	6.6	0.0	12.2	0.1	0.7	0.4	0.4	21.2	0.9	0.1	1.0	0.2	1.4	0.3	0.6	0.0	0.2	0.7
S. And. y P.	44.3	0.4	0.0	0.4	0.0	1.1	1.3	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.3	0.0	0.0	0.0	0.0
Santander	1,405.5	17.8	0.1	7.1	2.4	4.9	5.5	5.4	1.2	0.4	0.4	0.2	10.8	0.1	0.7	1.5	0.0	0.1	0.6
Sucre	542.6	1.2	0.0	4.3	0.0	4.1	7.9	0.3	0.1	0.0	0.0	0.1	0.9	0.2	9.8	0.1	0.0	0.0	0.1
Tolima	1,006.4	24.2	0.1	3.8	0.2	0.6	0.4	2.2	6.1	3.1	0.3	0.7	1.2	0.1	0.3	9.8	0.0	0.4	5.9
Valle	2,971.3	36.7	0.3	24.6	0.3	4.2	1.8	1.6	16.0	3.9	0.2	48.6	1.0	6.1	1.2	3.1	0.1	0.7	7.4
Vaupés	14.6	0.1	0.0	0.0	0.0	0.0	-	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.1	0.0
Vichada	28.4	0.3	0.0	0.1	0.1	0.0	0.0	0.1	0.0	0.0	0.6	0.0	0.0	0.0	0.0	0.1	0.1	0.1	0.0

¹ No incluye información para los municipios de Manaure y Uribí (La Guajira).

FUENTE: DANE - Cuadro 23 del Resumen general del Censo de 1993.

Población de 5 años y más, censada en hogares particulares, por lugar de residencia cinco años antes, según departamento de residencia (continuación)

Departamento de residencia	Lugar de residencia cinco años antes (miles)																
	Guajira	Magdalena	Meta	Nariño	N. de Santander	Putumayo	Quindío	Risaralda	S. Andrés y Prov.	Santander	Sucre	Tolima	Valle	Vaupés	Vichada	Otro país	Sin inform.
Total Nacional	245.8	767.1	491.6	1,130.2	887.1	156.6	369.7	617.6	42.4	1,415.8	541.5	1,043.8	2,776.6	15.1	28.0	118.7	591.0
Bogotá	2.4	6.5	29.6	8.7	11.1	2.0	9.6	6.6	1.3	46.1	3.0	64.3	28.2	0.4	0.6	27.4	77.1
Amazonas	0.0	0.0	0.1	0.1	0.0	0.2	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.2	0.1	0.0	0.6	1.0
Antioquia	1.3	1.9	1.4	1.0	1.9	0.3	3.1	6.0	0.6	5.0	4.4	2.5	12.4	0.0	0.0	11.7	68.0
Arauca	0.1	0.3	1.0	0.0	4.2	0.0	0.1	0.1	0.0	3.8	0.1	0.3	0.5	0.0	0.2	0.8	3.6
Atlántico	6.2	26.1	0.4	0.2	2.3	0.1	0.2	0.5	0.9	8.5	10.5	0.7	3.4	0.0	0.0	8.7	31.4
Bolívar	2.5	7.7	0.5	0.2	1.2	0.1	0.2	0.3	1.1	4.9	13.6	0.6	1.7	0.0	0.0	7.9	35.4
Boyacá	0.2	0.3	2.1	0.2	1.3	0.1	0.3	0.3	0.0	5.2	0.1	1.7	1.3	0.0	0.0	1.1	11.2
Caldas	0.1	0.3	0.9	0.8	0.4	0.1	2.9	10.5	0.1	1.2	0.1	6.4	9.3	0.0	0.0	1.3	11.7
Caquetá	0.0	0.0	0.8	0.4	0.1	2.1	0.6	0.4	0.0	0.3	0.0	2.7	2.6	0.0	0.0	0.2	5.6
Casanare	0.0	0.1	3.9	0.1	0.2	0.1	0.1	0.1	0.0	1.3	0.1	0.5	0.4	0.0	0.3	0.2	2.1
Cauca	0.1	0.1	0.8	5.6	0.2	1.6	0.9	0.7	0.0	0.6	0.1	1.0	19.1	0.1	0.0	1.1	18.8
Cesar	6.6	13.8	0.3	0.1	6.3	0.0	0.1	0.1	0.0	5.7	0.9	0.7	0.6	0.0	0.0	2.4	12.5
Chocó	0.0	0.1	0.1	0.1	0.0	0.0	0.1	0.4	0.0	0.2	0.1	0.1	1.8	0.0	0.0	0.3	9.5
Córdoba	1.2	0.8	0.1	0.1	0.2	0.0	0.1	0.1	0.2	0.4	5.5	0.1	0.5	0.0	0.0	1.6	23.4
C/marca	0.2	0.6	8.4	1.0	1.2	0.3	1.7	0.9	0.1	5.2	0.3	17.9	4.1	0.1	0.1	1.8	43.3
Guainía	0.0	0.0	0.2	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.1	0.2	0.1	0.2
Guaviare	0.0	0.0	4.1	0.0	0.0	0.0	0.3	0.2	0.0	0.3	0.0	0.5	0.7	0.3	0.1	0.0	0.8
Huila	0.1	0.2	1.5	1.2	0.4	0.9	0.7	0.5	0.0	0.9	0.1	6.8	3.5	0.0	0.0	0.6	10.7
La Guajira ¹	216.6	7.0	0.1	0.0	0.4	0.0	0.1	0.0	0.0	1.0	1.9	0.2	0.3	0.0	0.0	1.9	7.5
Magdalena	4.7	693.1	0.2	0.1	1.3	0.0	0.2	0.2	0.1	4.1	1.5	0.7	1.6	0.0	0.0	2.4	19.8
Meta	0.1	0.2	419.8	0.2	0.6	0.2	1.1	0.7	0.0	2.0	0.1	4.4	2.9	0.4	1.6	0.7	7.3
Nariño	0.1	0.1	0.2	1,067.3	0.2	3.7	0.3	0.3	0.0	0.3	0.1	0.7	9.0	0.0	0.0	2.7	22.0
N. de Santander	0.4	1.5	0.7	0.2	833.9	0.1	0.3	0.5	0.0	14.5	0.3	0.9	2.3	0.0	0.0	11.0	16.1
Putumayo	0.0	0.0	0.2	10.3	0.1	140.3	0.3	0.2	0.0	0.1	0.0	0.4	2.3	0.0	0.0	0.8	3.1
Quindío	0.1	0.2	1.4	0.9	0.3	0.3	319.3	5.8	0.0	0.6	0.1	4.4	15.8	0.0	0.0	1.8	4.8
Risaralda	0.1	0.3	1.1	0.6	0.6	0.3	6.4	561.2	0.1	0.7	0.1	2.7	21.6	0.0	0.0	4.2	11.8
San Andrés y P.	0.0	0.1	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	36.9	0.0	0.1	0.0	0.3	0.0	0.0	0.3	2.7
Santander	0.8	2.7	1.5	0.3	15.0	0.1	0.5	0.6	0.2	1,296.5	0.7	1.5	2.2	0.0	0.0	5.1	18.6
Sucre	1.1	1.3	0.1	0.0	0.2	0.0	0.0	0.1	0.1	0.6	496.9	0.1	0.4	0.0	0.0	2.2	10.2
Tolima	0.2	0.7	4.4	0.5	0.8	0.2	3.5	1.7	0.1	2.0	0.1	910.8	5.9	0.0	0.1	1.1	15.1
Valle	0.5	1.1	4.1	29.7	2.5	3.2	16.5	18.2	0.5	3.6	0.5	10.0	2,621.5	0.0	0.1	16.6	84.9
Vaupés	0.0	0.0	0.2	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	13.4	0.0	0.0	0.4
Vichada	0.0	0.0	1.3	0.0	0.1	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.1	0.1	0.0	24.4	0.1	0.5

¹ No incluye información para los municipios de Manaure y Urbía (La Guajira).

FUENTE: DANE - Cuadro 23 del Resumen general del Censo de 1993.

Bibliografía

- ABELLAN-COLODRON, Consuelo, "La ganancia salarial esperada como determinante de la decisión individual de migrar", en *Investigaciones Económicas*, VOL. XXII, núm. 1, España, 1998.
- ARMSTRONG, Harvey and Jim Taylor, *Regional Economics and Policy*, 3rd ed, Oxford, Blackwell Publishers Inc., UK, 2000.
- AROCA, Patricio, Geoffrey Hewings y Jimmy Paredes, "Migración interregional en Chile: 1977-1982 y 1987-1992", *Cuadernos de Economía*, núm. 115, Chile, diciembre, 2001.
- AROCA, Patricio and Geoffrey Hewings, "Migration and Re-gional Labor Market Adjustment: Chile 1977-1982 and 1987-1992", *Mimeo*, REAL, University of Illinois, 2001.
- ANSELIN, Luc, *SpaceStat Tutorial. A Workbook for Using SpaceStat in the analysis of Spatial Data*, University of Illinois, 1992.
- BANGUERO, Harold, A. Sanz de Santamaría, A. Giraldo, B. Guerrero, *Desarrollo económico y cambio poblacional en Colombia 1938-1980*, Bogotá, CEDE, Universidad de los Andes, 1983. Citado por Carmen Elisa Flórez, *Las transformaciones sociodemográficas en Colombia durante el siglo XX*, Tercer Mundo Editores, 2000.
- BARRO, Robert and Javier Sala-I-Martin, *Economic Growth*, McGraw-Hill, Nueva York, 1995.
- BARRO, Robert and Xavier Sala-I-Martin, "Convergence Across States and Regions", *Brookings papers on Economic Activity*, núm. 1, 1991.
- BELL, Martin and Graeme Hugo, *Internal Migration in Australia 1991-1996 - Overview and the Overseas-born*, Australia, 2000.
- BENTOLILA, Samuel, "Las migraciones interiores en España", *Documento de trabajo FEDEA*, núm. 2001-07, FEDEA, España, 2001.
- BONET, Jaime y Adolfo Meisel (1999), "La convergencia regional en Colombia: Una visión de largo plazo, 1926-1995", *Coyuntura Económica*, VOL. XXIX, núm. 1, marzo, 1999.
- BOOTS, B.N. and P.S. Kanaroglou, "Incorporating the Effects of Spatial Structure in Discrete Choice Models of Migration", *Journal of Regional Science*, núm. 28, 1988. Citado por AROCA, Patricio, Geoffrey Hewings y Jimmy Paredes, "Migración interregional en Chile: 1977-1982 y 1987-1992", *Cuadernos de Economía*, núm. 115, Chile, diciembre, 2001.
- BORJAS, George, "Does Immigration Grease the Wheels of Labor Market?". *Brooking Panel on Economic Activity*, marzo 29-30, 2001.
- BORJAS, George, "Immigration and Welfare Magnets", *Journal of Labor Economics*, VOL. 17, núm. 4, parte 1, octubre, 1999.

- CÁRDENAS, Mauricio, Adriana Pontón y Juan Pablo Trujillo, "Convergencia y migraciones interdepartamentales en Colombia: 1950-1989", *Coyuntura Económica*, VOL. 23, núm. 1, Bogotá, abril, 1993.
- CARRINGTON, William, Enrica Detragiache, and Tara Vishwa-nath, "Migration with Endogenous Moving Costs", *The American Economic Review*, VOL. 86, núm. 4, septiembre, 1996.
- FORNAGUERA, Miguel, "Evaluación de los saldos migratorios internos. Ensayo de un método y algunos resultados de su aplicación en Colombia", En: Ramiro Cardona Gutiérrez, (Ed.), *Migración y desarrollo urbano en Colombia*, Bogotá, 1970.
- GALLUP, John Luke, "Theories of Migration", *HIID Development Discussion Paper*, núm. 569, Harvard University, 1997.
- GALVIS, Luis Armando y Adolfo Meisel Roca, "El crecimiento económico de las ciudades colombianas y sus determinantes, 1973-1998", En: Adolfo Meisel Roca, (Ed.), *Regiones, ciudades y crecimiento económico en Colombia*, Bogotá, Colección de Economía Regional, Banco de la República, 2001.
- GIANNETTI, Mariassunta, "On the Mechanics of Migration Decisions: Skill Complementarities and endogenous price differentials", *Temi di discussione Banca D'Italia*, núm. 366, febrero, 2000.
- GREENWOD, M.J., "Research on Internal Migration in the United States: A Survey", *Journal of Economic Literature*, VOL 13, 1975.
- JARAMILLO, Samuel, "Migraciones e interacción regional en Colombia, 1973-1993", *Territorios*, núm. 1, Bogotá, 1999.
- LUCAS, Robert, "Internal Migration and Urbanization: Recent Contributions and New Evidence", *IED Discussion Papers*, núm. 91, The Institute for Economic Development, Boston University, 1998.
- LUCAS, Robert, "The effects of Proximity and Transportation on Developing Country Population Migrations", *Mimeo*, Boston University, noviembre, 2000.
- MARTINEZ, Ciro y Manuel Rincón, "Tendencias recientes de las migraciones internas en Colombia", *Desarrollo urbano en cifras*, núm. 2, Bogotá, 1997.
- MASSEY, Douglas and Felipe García, "The Social Process of International Migration", *Science*, núm. 237. Citado por: George Borjas, "Economic Research on the Determinants of Immigration. Lessons for the European Union", *World Bank Technical Paper*, núm. 438, Washington, 1999.
- MAZUMDAR, Dipak, "Rural-Urban Migration in Developing Countries", En: *Handbook of Regional and Urban Economics*, VOL. II, editado por E.S. Mills, Elsevier Science Publishers, 1991.

- MEISEL, Adolfo, "¿Polarización o convergencia? A propósito de Cárdenas, Pontón y Trujillo", *Coyuntura Económica*, VOL. 23, núm. 2, julio, 1993.
- MESCLIER, Évelyne, Vincent Gouëset, Jaime Jaramillo, Gustavo Ochoa, Luz A. Taborda, y César Vallejo, *Dinámicas socioeconómicas en el espacio colombiano*, Bogotá, CRECE-DANE-IRD, 1999.
- MINCER, Jacob, "Family Migration Decisions", *Journal of Political Economy*, VOL. 86, núm. 5, 1978.
- RAPPAPORT, Jordan, "How does Labor Mobility affect Income Convergence", Federal Reserve Bank of Kansas City, febrero, 2000.
- RUBIANO, Norma y Eduardo Granados, "Migraciones internas y violencia en Colombia: el precio de los equilibrios regionales", En: Fernando Cubides y Camilo Domínguez, *Desplazados, migraciones internas y reestructuraciones territoriales*, Bogotá, Universidad Nacional, 1999.
- SCHULTZ, T. Paul, *Population Growth and Internal Migration in Colombia*, Memorandum RM-5765-RC/AID, Rand Corporation, julio, 1969.

DECLARACION DE LA COMISION DE LA VERDAD

DECLARACION DE LA COMISION DE LA VERDAD

[Faint, illegible text, likely bleed-through from the reverse side of the page]

¿Qué sucedió con las disparidades económicas regionales en Colombia entre 1980 y el 2000?

JUAN DAVID BARÓN R.*

I Introducción

LAS DISPARIDADES TERRITORIALES EN el desarrollo económico de un país son un tema siempre presente, y debe ser un reto para el Estado propender por un crecimiento balanceado de las regiones en aras de la igualdad, el bienestar y la unidad de sus habitantes. Desde la interesante discusión de algunos economistas en la década de 1990 sobre la existencia de convergencia en los ingresos regionales, no se ha revisado el estado de las disparidades en Colombia.¹ Por esa razón, en este documento se retomará el estudio del tema con especial énfasis en la magnitud de las disparidades.

Como señalan Shankar y Shah,² la hipótesis de convergencia en su sentido más estricto sugiere que los niveles de ingreso se igualarán, sin importar el nivel en que ellos se encuentren en un periodo inicial, si la adopción de un cambio tecnológico no está restringido a un número pequeño de regiones. Por otro lado, una versión más débil de convergencia supone la existencia de una estructura de mercados competitivos que den las señales correctas sobre dónde deben ubicarse los factores productivos. Bajo esta interpretación, lo único que explica las diferencias en los niveles de productividad regional no es la tecnología sino también las señales distorsionadas de los mercados, tales

* El autor agradece los comentarios y sugerencias de Adolfo Meisel, Joaquín Vilorio de la Hoz, Javier Pérez y María Aguilera a un primer borrador de este escrito.

¹ Una breve descripción del debate se presenta en la siguiente sección.

² Véase: Shankar, Raja; Shah, Anwar; "Bridging the Economic Divide within Nations: A Scoreboard on the Performance of Regional Development Policies in Reducing Regional Economic Disparities", en *Documento de trabajo*, núm. 2717, Banco Mundial, noviembre de 2001.

como los incentivos y los subsidios, la protección a la industria naciente y las barreras al comercio, entre otras.

Teóricamente, la convergencia se asegura bajo los supuestos de competencia perfecta, retornos constantes a escala sin externalidades y movilidad de factores productivos perfecta y a bajo costo entre regiones relativamente parecidas. Es decir, regiones con dotaciones parecidas de recursos ambientales, población, capital humano, composición de la población y otros factores, tenderán a igualar sus niveles de ingreso per cápita.

Por el contrario, es difícil que se alcance algún grado de convergencia bajo retornos crecientes a escala y externalidades de inversión y crecimiento. La hipótesis de divergencia pone un gran énfasis en el concepto denominado *path dependence*, es decir, que las circunstancias iniciales tienen un gran peso sobre la evolución de la disparidad.³ La aparición de retornos crecientes a escala o economías de aglomeración bajo el supuesto de perfecta movilidad en una de las regiones y no en las demás, acentuaría la divergencia regional. Bajo una versión fuerte de divergencia, dotaciones iniciales diferentes y disparidad en los ingresos, no resultaría en tasas de crecimiento convergentes. También puede existir, bajo una versión débil de divergencia, un umbral de capital físico y humano en las regiones líderes que perpetúe las diferencias de ingreso. Aquellas regiones que superan ese umbral mínimo de capital pueden crecer con mayor velocidad que las demás regiones, creando polos o “clubes” de convergencia. En estos casos es necesaria una decisión de política económica regional, enfocada a vincular a las regiones rezagadas y así romper con la concentración del crecimiento económico.

En el presente documento, además de hacerse un análisis descriptivo de la evolución de las disparidades regionales en el período 1980-2000, se realiza una revisión de varias medidas sobre disparidad económica para saber si llevan a los mismos resultados. Es decir, si las conclusiones son robustas a las medidas utilizadas. Adicionalmente se construyen estadísticas de dependencia espacial para saber si los departamentos pobres (ricos) están agrupados con otros pobres (ricos), creando clusters de entidades territoriales con características similares. Por último, se comparan las diferentes medidas de disparidad con las de otros países para responder a la siguiente pregunta: ¿Qué

³ Véase: Krugman, Paul; *Geografía y comercio*, Antoni Bosch Editor, octubre, 2002.

tan grandes son las disparidades regionales en Colombia comparadas con las de otros países?

II Literatura sobre crecimiento y convergencia regional en Colombia

En Colombia, el primer autor que escribió sobre el tema de la convergencia y el crecimiento departamental fue Mauricio Cárdenas.⁴ En sus estudios concluyó que Colombia fue un caso exitoso de convergencia regional en el periodo 1950-1989. Su cálculo de la tasa de convergencia fue cercano al 4%, el doble de las tasas internacionales. También encontró que las migraciones interdepartamentales no contribuyeron a la convergencia. Por el lado del crecimiento halló evidencia de que los departamentos que invierten en educación e infraestructura aumentan su producto con mayor velocidad, sin importar su situación inicial. Además, afirmó que variables como la composición sectorial de la producción y la orientación del comercio departamental no parecen afectar los diferenciales de crecimiento económico departamental.

Trabajos posteriores controvirtieron los hallazgos de Cárdenas en el sentido de la existencia de convergencia en los niveles de ingreso regional en Colombia.⁵ Esos trabajos concluyeron que en Colombia hubo un claro proceso de convergencia en el periodo 1926-1960, pero no en el período 1960-1995, en el cual se presentó un proceso de polarización en los niveles de ingreso departamental. Adicionalmente, el trabajo de Bonet y Meisel utiliza varias medidas de disparidad en los ingresos tales, como el coeficiente de variación ponderado y el índice de Theil, entre otros. Según los autores la

⁴ Véanse: Cárdenas, Mauricio; "Crecimiento y convergencia en Colombia: 1950-1990", en *Planeación y Desarrollo*, VOL. 24, edición especial, 1993, pp. 53-81.; Cárdenas, Mauricio; Escobar, Andrés; "Infraestructura y crecimiento departamental 1950-1994", en *Planeación y Desarrollo*, VOL. 26, núm. 4, diciembre de 1995, pp. 153-181; Cárdenas, Mauricio; Escobar, Andrés; Gutiérrez, Catalina; "La contribución de la infraestructura a la actividad económica en Colombia 1950-1990", en *Ensayos sobre política económica*, núm. 28, diciembre de 1995, pp. 139-187; Cárdenas, Mauricio; Pontón, Adriana; "Crecimiento departamental en Colombia", en *Coyuntura Social*, núm. 8, agosto de 1993, pp. 93-119; y Cárdenas, Mauricio; Pontón, Adriana; Trujillo, Juan; "Convergencia y migraciones interdepartamentales en Colombia: 1950-1990", en *Coyuntura Económica*, núm. 23, 1993.

⁵ Véanse: Meisel, Adolfo; "¿Polarización o convergencia? A propósito de Cárdenas Pontón y Trujillo", en *Coyuntura Económica*, VOL. 23, núm. 2, julio, 1993; y Bonet, Jaime; Meisel, Adolfo; "La convergencia regional en Colombia: Una visión de largo plazo, 1926-1995", en *Coyuntura Económica*, VOL. XXIX, núm. 1, marzo de 1999, pp. 69-106.

evolución de las disparidades económicas depende de diversas fuerzas, entre las que se cuentan las económicas, políticas y geográficas.

El trabajo de Birchenall y Murcia, aplicando herramientas diferentes a las usadas en los trabajos de Cárdenas y alejándose del análisis tradicional, concluye a favor de la no convergencia de los niveles de ingreso per cápita de las regiones en Colombia en el período 1960-1994, pues la distribución de las regiones exhibe una tendencia sostenida de persistencia.⁶

Por su parte, el documento de Rocha y Vivas, a partir de una modificación al modelo neoclásico de crecimiento, donde se renuncia al supuesto de la homogeneidad de preferencias y del componente tecnológico, estima, además de ingresos de estado estacionario, tasas de convergencia.⁷ Los autores encuentran evidencia a favor de la no convergencia o de persistencia de la desigualdad regional en Colombia.

Por el lado del crecimiento económico departamental, más específicamente existen, además de los ya citados, algunos otros documentos que analizan este tema. Estos documentos abordan el problema de la identificación de los diversos determinantes del crecimiento departamental en Colombia. Más allá de la inversión en educación y en infraestructura encontrados por Cárdenas como determinantes de crecimiento departamental, está el trabajo de Pablo Querubín que utilizando una metodología de *diferencias en diferencias* concluye que las diversas manifestaciones de violencia asociadas al conflicto armado, al narcotráfico y a la delincuencia común han desacelerado significativamente el crecimiento económico de las regiones de Colombia en la década de 1990.⁸

⁶ Véase: Birchenal, Javier; Murcia, Guillermo; "Convergencia regional: Una revisión del caso colombiano", en *DESARROLLO Y SOCIEDAD*, núm. 40, septiembre de 1997. Este documento está basado en el análisis de la dinámica de la distribución a través del tiempo de la variable en cuestión. Dicho análisis fue desarrollado por el profesor Danny Quah. Véanse, por ejemplo, Quah, Danny; "Galton's Fallacy and Test of Convergence Hypothesis", en *Scandinavian Journal of Economics*, VOL. 95, núm. 4, 1993; y Quah, Danny; "Empirics for Growth and Distribution: Stratification, Polarization, and Convergence Clubs", en *Journal of Economic Growth*, núm. 2, 1997.

⁷ Véase: Rocha, Ricardo; Vivas, Alejandro; "Crecimiento regional en Colombia: ¿persiste la desigualdad?", en *Revista de Economía del Rosario*, VOL. 1, núm. 1, enero de 1998, pp. 67-108.

⁸ Véase: Querubín, Pablo; "Crecimiento departamental y violencia criminal en Colombia", en *Documento de trabajo*, núm. 2003-12, CEDE, Universidad de los Andes, abril de 2003. Esta investigación resolvió la ambigüedad de otros estudios que encontraban una relación positiva entre las manifestaciones de la violencia y el crecimiento económico en Colombia.

Por último, se encuentra la investigación de Camila Pardo que evalúa el impacto de la descentralización fiscal sobre el crecimiento económico departamental en el período 1980-1995.⁹ Después de controlar por otros determinantes del crecimiento, su estudio tipo panel arroja relaciones positivas entre las variables de descentralización por el lado de los ingresos tributarios y el crecimiento económico del producto. Sin embargo, las medidas de descentralización por el lado del gasto resultan negativamente relacionadas con el crecimiento regional. Este resultado se lo atribuye la autora al hecho de que gran parte del gasto local que es financiado con recursos de las transferencias se decide a nivel nacional.

Todas estas investigaciones, de una u otra manera, han abordado el tema de los determinantes del crecimiento desde diferentes perspectivas y utilizando un gran número de variables,¹⁰ por lo que hacerlo de nuevo con tres o cuatro observaciones adicionales sería un ejercicio sin utilidad, puesto que probablemente los resultados serían los mismos. Por esta razón, el presente documento tiene por objetivo hacer un análisis descriptivo de las disparidades económicas regionales en Colombia y su evolución en la últimas dos décadas, algo parecido a lo hecho por Bonet y Meisel, pero para el período 1980-2000. El trabajo no está enfocado al crecimiento económico como tal, sino más bien a cuantificar las disparidades regionales existentes en éste.

III Caracterización de la dinámica económica regional y las disparidades

El propósito de la presente sección es mostrar las generalidades de los niveles y del crecimiento de los ingresos departamentales, en Colombia, en las últimas dos décadas. Para ello, se emplea el Producto Interno Bruto –PIB– de 23 departamentos y el de Bogotá. Los departamentos faltantes, nueve en total, se encuentran representados en un grupo que se ha denominado nuevos departamentos, completando 25 entidades territoriales incluidas en este

⁹ Véase: Pardo, Camila; "Descentralización y crecimiento económico departamental en Colombia entre 1980 y 1995", en *Tesis de grado*, Universidad Javeriana, Bogotá, octubre, 2000.

¹⁰ Dentro de las variables utilizadas en los diferentes estudios se cuentan: educativas, de calidad de vida, pobreza, apertura, descentralización, violencia, comercio exterior, tasas de analfabetismo e infraestructura.

estudio. Para este grupo de Nuevos Departamentos sólo existe información de PIB desagregada para sus integrantes a partir del año de 1994. La información del PIB departamental, así como la de población proviene del DANE.¹¹

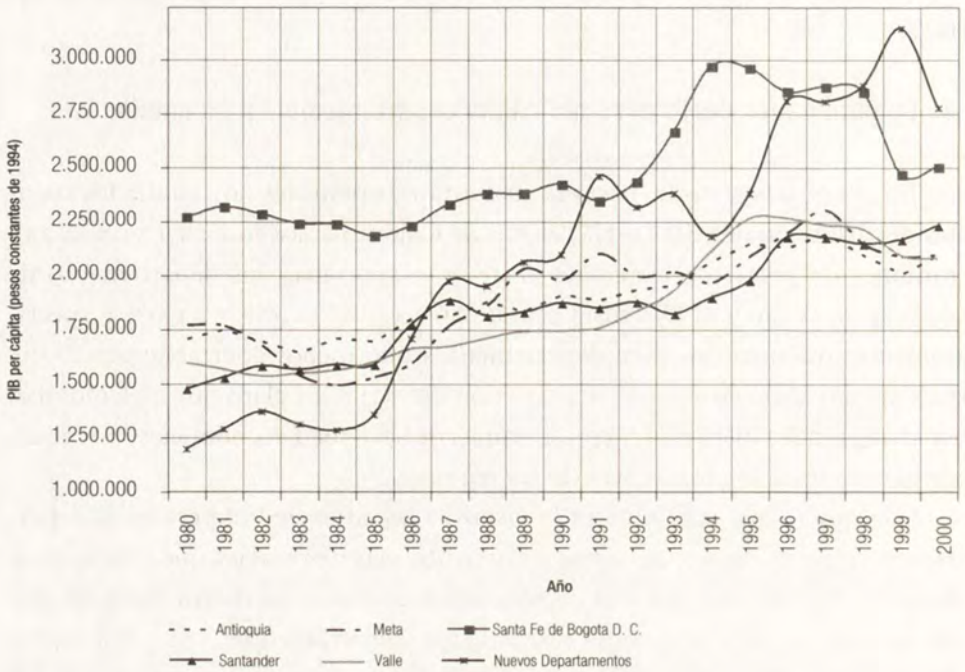
A. Generalidades del ingreso per cápita departamental en Colombia

En el año 2000, fecha hasta la cual están disponibles hoy en día las cuentas departamentales del DANE, el PIB de Colombia ascendía a 174.896.258 millones de pesos, de los cuales el 48% lo aportaban los departamentos de Antioquia, Valle y el Distrito Capital con 14,9%, 11,5% y 21,6% respectivamente; mientras los diez departamentos que menos aportaban al PIB del país apenas alcanzaron una participación del 12%. Es claro que en Colombia existen grandes disparidades en términos de actividad económica y, por ende, de bienestar de los habitantes de las regiones.

Cualquiera que eche un rápido vistazo a las cifras de PIB per cápita departamental podrá darse cuenta que existen algunas diferencias que vale la pena resaltar. El gráfico 1 muestra los seis departamentos con mayor PIB per cápita durante el periodo 1980-2000. Estos departamentos son: Antioquia, Meta, Santander, Valle, el Distrito Capital y los nuevos departamentos. De este gráfico es importante destacar cuatro cosas: primero, que la media del nivel en que empiezan el período es de 1.750.000 pesos de 1994 por habitante (superior en casi un 50% a la media de los departamentos de bajo PIB per cápita); segundo, el espectacular aumento que presentan los nuevos departamentos, en gran parte influidos por aquellos en los cuales se explotan yacimientos mineros y que tuvieron un gran auge de recursos en relación con su escasa población; tercero, el aumento sustancial de Bogotá y el Valle en la primera mitad de la década de 1990; y cuarto, el hecho de que todos los departamentos, a excepción de Santander, que presentó un leve aumento, exhibieron una contracción del PIB por habitante durante el periodo 1998-1999. De especial importancia fue la reducción del PIB de Bogotá en 1999 que estuvo por el orden del 13,4% (la entidad territorial que más cayó después de Caquetá cuya reducción de su producto per cápita fue de 28%) y

¹¹ En el anexo 1 se encuentran los datos correspondientes al PIB departamental per cápita.

Gráfico 1. Evolución de los niveles del PIB real per cápita para los departamentos de mayor ingreso, 1980–2000



FUENTE: Cálculos del autor con base en DANE.

que jalonó la caída del PIB per cápita nacional en 6,1% en el mismo año. Sin lugar a dudas, esta caída del PIB per cápita ha sido la más pronunciada que ha tenido Colombia en los últimos veinte años.

Al igual que se presentan los departamentos de mayor PIB per cápita, el gráfico 2 muestra la evolución del PIB per cápita de los departamentos de menor nivel, los cuales son: Cauca, Córdoba, Chocó, Magdalena, Nariño, Norte de Santander y Sucre. En comparación con las series que se muestran en el gráfico 1, en el gráfico 2 el PIB per cápita de los de menor nivel pareciera mostrar pendientes menos pronunciadas.

Preocupante es la situación del departamento de Chocó: si bien entre 1983 y 1990 mostró una gran mejoría de sus ingresos, al pasar de un poco menos de 600.000 pesos a casi 950.000 pesos por habitante, durante la década de 1990 empeoró nuevamente hasta alcanzar niveles levemente infe-

riores a los 700.000 pesos por habitante. Otros casos como Sucre, Nariño y Norte de Santander también son preocupantes en la medida en que su PIB per cápita real se ha mantenido estable en el período 1980–2000, es decir, dos décadas de estancamiento. Por el contrario, departamentos como Magdalena y Córdoba han mostrado durante el período síntomas de mejoría relativos a los departamentos más pobres del país. Estos dos departamentos son los únicos del grupo de bajos ingresos que mostraron un mejoramiento sostenido de su nivel de PIB per cápita. Claro está que su condición, como la de los demás departamentos de bajos ingresos, comparada con la de los de altos ingresos es bastante baja, ya que mientras la media en el de altos ingresos fue de 2.296.000 pesos en el año 2000, en el de bajos fue tan sólo de 925.000. Es decir, el ingreso per cápita de los bajos es el 40% de los altos en promedio. En 1980 esa proporción era del 46%.

Adicional a los dos gráficos anteriores, la tabla 1 presenta información económica acerca de los departamentos colombianos. En ella se pueden encontrar las tasas anuales de crecimiento departamental durante el periodo 1980–2000, estimativos del PIB per cápita departamental relativos al PIB per cápita nacional, los puestos ocupados por cada región según su producto por habitante en los años 1980 y 2000, y las participaciones de la agricultura y la industria en el PIB departamental en los mismos años.

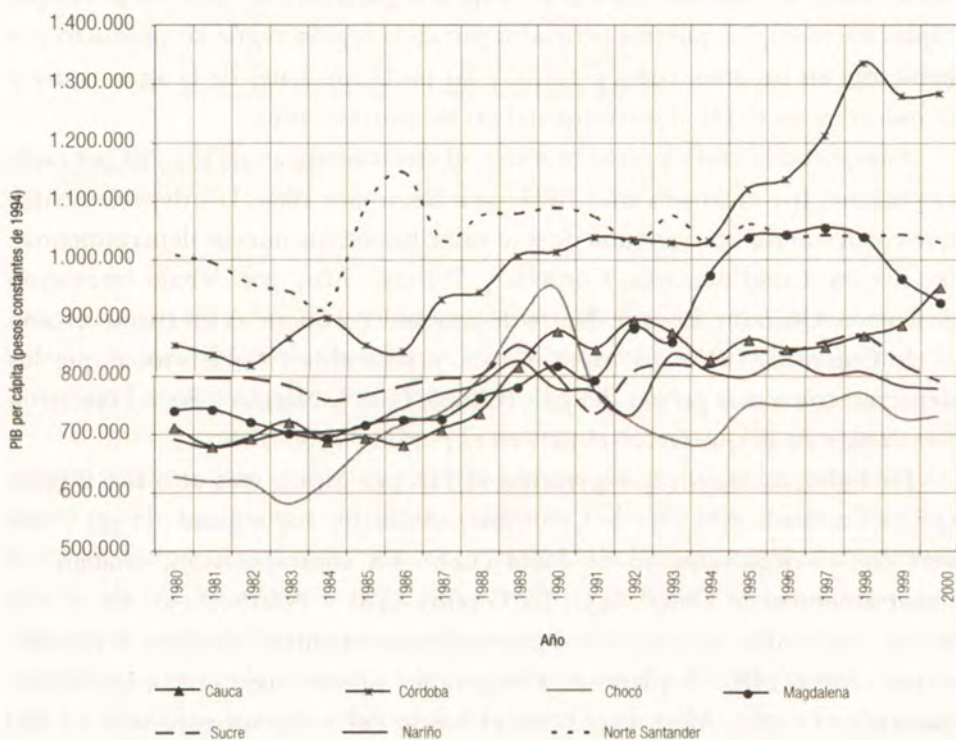
Aunque en la tabla 1 no se muestra, el crecimiento anual del PIB per cápita nacional fue estimado en 1.68% para los veinte años. Los departamentos que crecieron más por encima de este valor fueron los nuevos departamentos, la Guajira, Cundinamarca, Córdoba y Tolima. Muy por debajo estuvieron Atlántico, Quindío, Boyacá, Norte de Santander y Sucre. A un ritmo cercano al de Colombia crecieron Meta, Cauca y Risaralda. Cabe anotar que los departamentos más pobres del país (Chocó, Cauca, Nariño y Sucre) crecieron por debajo de lo que creció el país en el período 1980–2000.

En 1980, la región que presentó el PIB per cápita más alto fue Bogotá (162 comparado con 100 de Colombia). Atlántico fue segundo (132) y tercero fue el departamento de Meta (126). En contraposición, estaban los departamentos de Chocó (45), La Guajira (48) y Nariño (49). En el año 2000, veinte años más tarde, los nuevos departamentos lideraban el producto per cápita (158), desplazando a Bogotá del primer lugar (142). Les siguen Santander (127) y Meta (119). En el fondo del ordenamiento para el año 2000, están Chocó (41), Nariño (44) y Sucre (45). Estos últimos desmejoraron su PIB per cápita en relación con el de Colombia, indicando no sólo

que siguieron siendo los más pobres sino que también se volvieron aún más pobres en términos relativos.

La columna cinco de la tabla 1 muestra la variación en el ranking de PIB per cápita departamental entre los años 1980 y 2000. Un número negativo (positivo) indica la pérdida (ganancia) de puestos dentro del ordenamiento. Por ejemplo, el valor para el departamento del Caquetá fue -8, lo que indica que este departamento desmejoró su situación relativa en ocho posiciones en relación con la que tenía veinte años atrás. Se destacan el ascenso de La Guajira (17 posiciones) y el de los nuevos departamentos (12 posiciones). A su vez, las regiones que más desmejoraron fueron: Caquetá, Quindío, Atlántico y Cesar en 10, 10, 8 y 6 posiciones respectivamente.

Gráfico 2. Evolución de los niveles del PIB per cápita para los departamentos de menor ingreso, 1980-2000



FUENTE: Cálculos del autor con base en DANE.

Tabla 1. Comparación de indicadores económicos departamentales

Departamento	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
	PIB per cápita 1980 (Colombia = 100)	Puesto	PIB per cápita 2000 (Colombia = 100)	Puesto	Variación en el ranking 1980-2000**	Tasa anual de crecimiento* (porcentaje)	Participación de la agricultura en el PIB departamental (%) 1980	2000	Participación de la industria en el PIB departamental (%) 1980	2000
Antioquia	122	4	119	5	-1	1.35	17.59	12.42	30.09	18.90
Atlántico	132	2	89	10	-8	-0.46	7.41	3.79	32.39	20.63
Bolívar	91	10	76	14	-4	0.86	18.35	10.00	21.45	26.60
Boyacá	100	8	79	13	-5	0.19	30.61	18.89	17.53	9.17
Caldas	75	17	80	12	5	2.00	36.14	19.03	17.49	14.33
Caquetá	92	9	72	19	-10	0.48	52.21	52.32	6.40	2.29
Cauca	51	22	54	21	1	1.62	37.05	21.51	23.67	17.12
Cesar	90	11	74	17	-6	0.59	60.74	30.35	4.47	5.01
Córdoba	61	17	73	18	1	2.37	56.19	26.43	4.80	2.71
Cundinamarca	75	16	100	8	8	3.16	39.30	28.05	18.87	19.77
Chocó	45	25	41	25	0	0.98	27.30	20.55	4.35	1.03
Huila	88	12	83	11	1	1.15	43.93	22.38	7.36	3.87
La Guajira	48	24	108	7	17	4.13	32.48	7.74	2.92	0.57
Magdalena	53	21	53	22	-1	2.17	38.72	31.17	10.03	3.43
Meta	126	3	119	4	-1	1.72	51.20	29.51	6.88	5.41
Nariño	49	23	44	24	-1	0.86	48.56	28.79	5.57	4.19
Norte Santander	72	18	59	20	-2	0.27	28.40	15.87	15.62	6.11
Quindío	119	5	75	15	-10	0.17	23.59	18.14	41.97	6.38
Risaralda	81	15	74	16	-1	1.42	26.86	10.91	28.35	15.80
Santafé Bogotá	162	1	142	2	-1	1.25	0.42	0.04	23.36	16.11
Santander	105	7	127	3	4	1.98	26.29	12.68	22.06	17.96
Sucre	57	20	45	23	-3	0.35	55.41	27.00	5.39	3.69
Tolima	83	14	90	9	5	2.24	44.42	26.88	13.65	9.20
Valle	114	6	118	6	0	2.11	17.65	7.05	30.62	20.78
Nuevos Dptos	85	13	158	1	12	4.84	49.29	21.01	2.09	0.66

* Estas tasas se obtuvieron de una regresión por mínimos cuadrados ordinarios donde el PIB per cápita es la variable dependiente y la variable independiente es una tendencia lineal. Explícitamente la forma funcional es $Y_t = y_0 (1+r)^t$, que es lineal en logaritmo.

** Esta columna compara los puestos ocupados por cada departamento en los años 1980 y 2000. Un valor negativo indica el número de puestos perdidos, mientras un número positivo muestra el número de puestos ganados.

FUENTE: Cálculos del autor con base en DANE.

Por último, en la última parte de la tabla 1 se muestra cómo en todos los departamentos la participación de la agricultura y de la industria ha disminuido (a excepción de Bolívar, Cesar y Cundinamarca que aumentaron su proporción de la industria), dando espacio a economías un poco más diversificadas y menos dependientes de sectores individuales.

B. Generalidades del crecimiento del ingreso departamental en Colombia

En la sección anterior se abordó brevemente el tema de los niveles del PIB per cápita departamental. En ésta se mostrarán algunas características de su crecimiento.

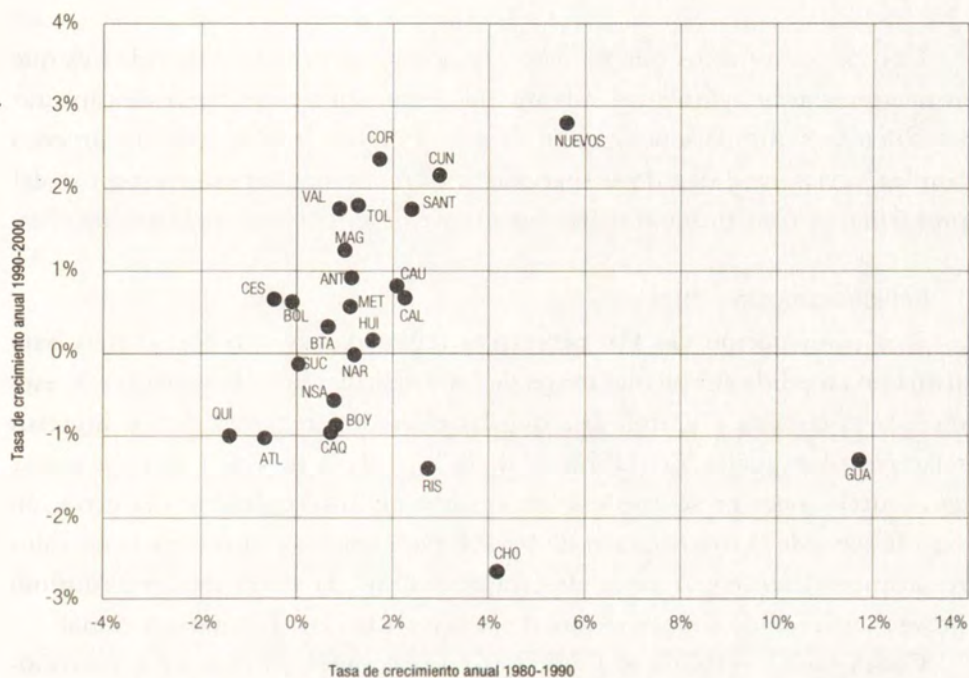
Como se mencionó, la tabla 1 presenta los crecimientos anuales del PIB per cápita de los departamentos en Colombia. Este crecimiento ha sido bastante bajo y en algunos departamentos inexistente, o lo que es peor, negativo. ¿Han existido períodos de mayor crecimiento que otros?, es decir, ¿se puede hablar de que el crecimiento económico ha aumentado o disminuido al pasar el tiempo? ¿Los departamentos rezagados crecen más que aquellos de mayores niveles de ingreso de tal forma que se de un proceso de lo que se conoce en la literatura sobre crecimiento como *catching up*?¹² La respuesta es no. El gráfico 3 muestra la persistencia del crecimiento económico departamental por décadas. En el eje vertical está representado el crecimiento anual del PIB per cápita en la década de 1990 mientras en el horizontal el crecimiento en la década de 1980. Como puede verse, en general, los departamentos que crecían a tasas "altas" o bajas en la década de 1980 lo siguieron haciendo de la misma manera en la década siguiente. Estos departamentos son 15 de los 25 que están en el gráfico. Departamentos como Bolívar y Cesar pasaron de tasas levemente negativas en los ochentas a tasas de crecimiento positivas en los noventas.

Los departamentos que definitivamente desmejoraron en los noventas en relación con los ochentas fueron ocho. Entre ellos están varios de los departamentos más pobres del país: Chocó, Nariño y Sucre. Los otros son Boyacá, Caquetá, La Guajira, Norte de Santander y Risaralda.

¹² El término *catching up* hace referencia al hecho de que las regiones o países de menor ingreso al crecer más rápido que los de altos ingresos, como lo predice la teoría neoclásica del crecimiento, "alcanzarán" a estos últimos en términos de ingreso per cápita.

En síntesis, los departamentos parecen presentar los mismos patrones de crecimiento de sus ingresos durante el período, con un particular desmejoramiento en la década de los noventa de los ingresos de los más pobres. Como veremos en la siguiente sección, esta situación tiende a acentuar las disparidades regionales.

Gráfico 3. Persistencia departamental del crecimiento del PIB per cápita en las décadas de 1980 y 1990



Nota: Las tasas de crecimiento se calcularon como la tasa de crecimiento anual entre el año inicial y el año final de cada uno de los subperíodos, 1980-1990 y 1990-2000.

FUENTE: Cálculos del autor con base en DANE.

IV Algunas medidas de disparidad regional

El interés por conocer la magnitud de las disparidades en ingresos ha llevado a que estas últimas sean medidas de diversas formas. Según Shankar y Shah¹³ estas diferentes alternativas pueden ser clasificadas en dos tipos: las estáticas, que muestran la situación en cada momento en el tiempo, y las dinámicas, que reflejan las tendencias históricas del comportamiento de las disparidades.

A. Medidas estáticas de disparidad regional

Uno de los aspectos que se debe reconocer al medir la disparidad es que es una tarea ardua y que una sola medida estadística no es capaz de capturar las diferentes dimensiones del problema. Por esta razón, este documento emplea varias medidas de disparidad que resaltan diferentes aspectos del problema. A continuación se hace una breve descripción de cada una de ellas.

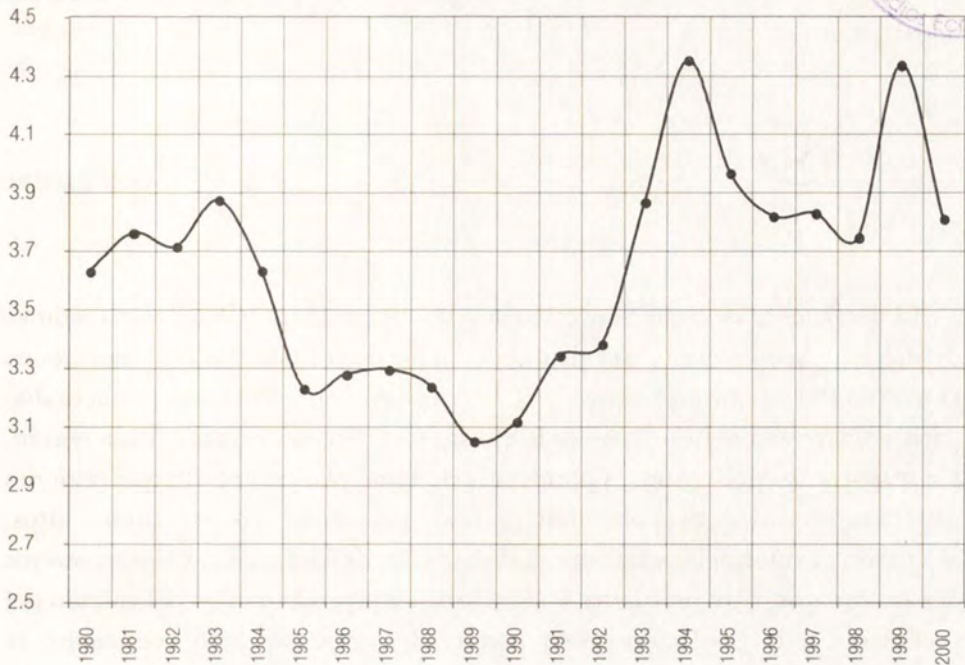
1. Relación máximo-mínimo

Una comparación del PIB per cápita regional más alto con el más bajo arroja una medida simple del rango de las disparidades en la variable. Si esta medida es cercana a 1, indicaría que las diferentes regiones tienen ingresos relativamente iguales. En cambio, si dicha medida se aleja de 1, se debe tomar con cautela, pues no se puede saber si un valor alto se debe a una variación significativa de la distribución de los PIB per cápita o a la presencia de valores atípicos (*outliers*). A pesar de esta desventaja, la razón máximo-mínimo provee una medida simple y clara de la disparidad en el ingreso regional.

Como puede verse en el gráfico 4, en Colombia, el indicador máximo-mínimo presenta una tendencia decreciente después del año de 1983 y hasta 1989, y luego del inicio de una década bastante estable. En la década de 1990, el indicador aumenta en un 23% aproximadamente, al pasar de 3,1 en 1990 a 3,8 en 2000.

¹³ Shankar, *et. al.*, *op. cit.*

Gráfico 4. Relación máximo-mínimo, 1980-2000



FUENTE: Cálculos del autor con base en DANE.

2. Coeficiente de variación

Quizá, una de las medidas de disparidad más utilizada en la literatura sobre disparidades y convergencia es el coeficiente de variación. Por definición, el coeficiente de variación es una medida de dispersión alrededor de la media de la distribución. A menudo, esta dispersión es calculada como la desviación estándar del logaritmo del PIB per cápita. En este trabajo el coeficiente de variación se calcula de dos maneras. La primera, es el coeficiente de variación no ponderado, CV_{NP} , definido como:

$$CV_{NP} = \frac{\sqrt{\sum_i^N \frac{(y_i - \bar{y}_{NP})^2}{N}}}{\bar{y}_{NP}} \quad (\text{Ec. 1})$$

donde y_i es el PIB per cápita del departamento i , N es el número de departamentos y \bar{y}_{NP} es el promedio simple de los PIB per cápita de todos los departamentos:

$$\bar{y}_{NP} = \frac{\sum_i^N y_i}{N} \quad (\text{Ec. 2})$$

El coeficiente de variación calculado de esta manera, CV_{NP} , toma valores desde cero, cuando existe una distribución perfecta (todas las regiones tienen el mismo PIB per cápita) hasta $\sqrt{N-1}$ cuando se presenta una perfecta disparidad (una sola región posee todo el ingreso). En esta medida, cada región, sin importar su población, es ponderada de igual manera, por lo que regiones con baja densidad de población podrían presentar PIB per cápita altos, afectando el valor del coeficiente. Tal es el caso de La Guajira y de los nuevos departamentos. Este problema se soluciona incluyendo dentro del cálculo del coeficiente a la población como ponderador. Este segundo coeficiente se denomina coeficiente de variación ponderado, CV_p , y se define de la siguiente forma:

$$CV_p = \frac{\sqrt{\sum_i^N (y_i - \bar{y})^2 \frac{P_i}{P}}}{\bar{y}} \quad (\text{Ec. 3})$$

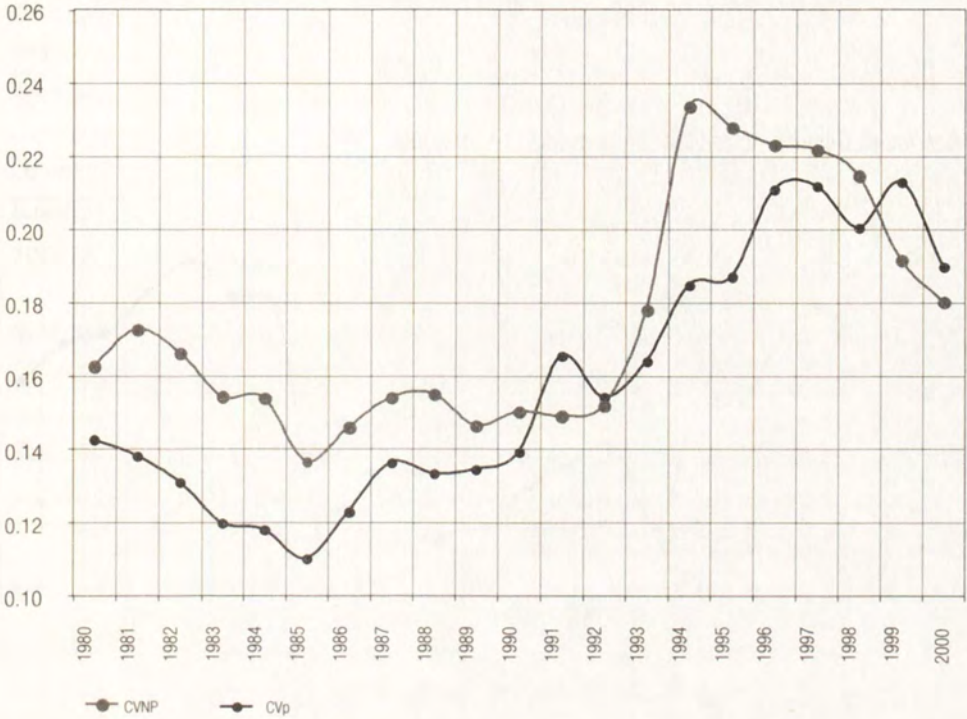
donde y_i es el ingreso per cápita de la región i , \bar{y} es la media nacional del PIB per cápita, P es la población total del país y P_i es la población de la región i .

CV_p varía entre cero, regiones con el mismo ingreso, hasta $\sqrt{\frac{P-P_i}{P_i}}$ cuando la región i posee todo el PIB.

En el gráfico 5 pueden verse los coeficientes de variación ponderado y no ponderado para Colombia en el período 1980-2000. A grandes rasgos, se aprecia cómo los dos indicadores muestran el mismo comportamiento. Las diferencias entre ellos son producidas por aquellos departamentos con baja población y grandes ingresos producto de los yacimientos mineros, que hacen que su PIB per cápita se eleve por encima de los demás. Tal es el caso de La

Guajira y los nuevos departamentos. Ambos indicadores muestran valores superiores en la década de 1990 a los que exhibían en la década de 1980, sugiriendo un aumento de la disparidad económica regional durante los noventa.

Gráfico 5. Coeficientes de variación ponderado y no ponderado, 1980–2000



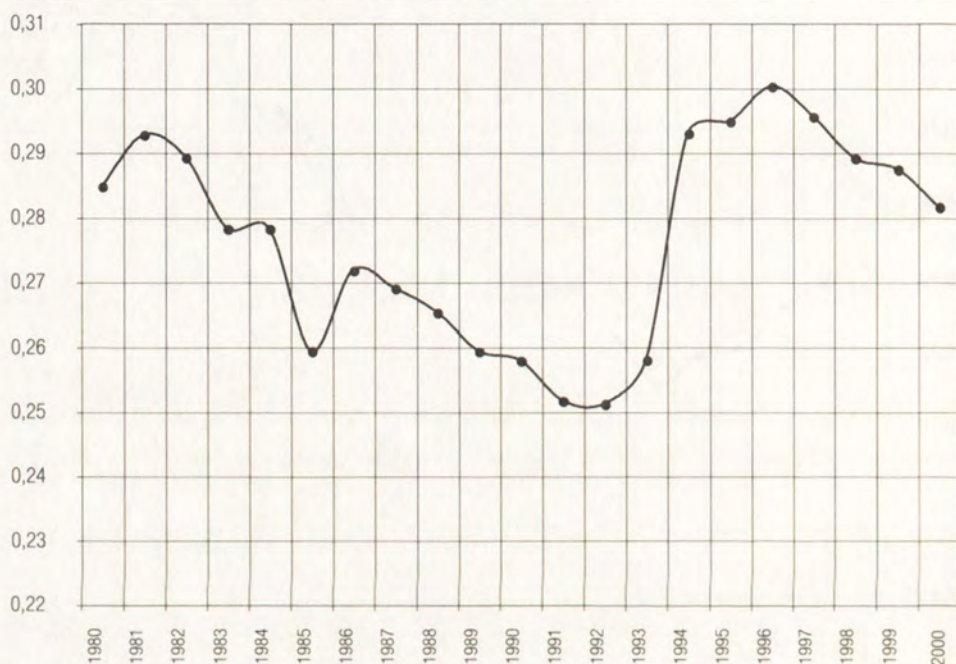
FUENTE: Cálculos del autor con base en DANE.

3. Desviación relativa de la media

Siguiendo a Williamson¹⁴ y a Kakwani¹⁵ también se calcula la desviación relativa de la media del PIB per cápita como indicador de disparidad, de la siguiente forma:

$$R_p = \frac{\sum_i^N |y_i - \bar{y}| \frac{P_i}{P}}{\bar{y}} \quad (\text{Ec. 4})$$

Gráfico 6. Desviación relativa de la media, 1980–2000



FUENTE: Cálculos del autor con base en DANE.

¹⁴ Véase: Williamson, Jeffrey; "Regional Inequality and Process of National Development: A Description of Patterns", en *Economic Development and Cultural Change*, VOL. XIII, núm. 4, segunda parte, julio, 1995, pp. 353-368.

¹⁵ Véase: Kakwani, Nanak; *Inequality and Poverty - Methods of Estimation and Policy Applications*, Banco Mundial, Oxford University Press, 1980.

donde y_i es el ingreso per cápita de la región i , \bar{y} es la media nacional del ingreso per cápita, P es la población nacional y P_i es la población del departamento i . Como puede verse en la expresión, R_p es ponderada por la proporción de la población nacional que posee cada región. Esta medida evita el problema que tiene el coeficiente de variación al elevar al cuadrado las diferencias de la media, lo que le da excesiva importancia a los valores atípicos de la distribución. Por lo tanto, R_p puede ser usado para revisar los resultados arrojados por el coeficiente de variación. Esta medida varía de 0, cuando hay una distribución igual, hasta 2 cuando el ingreso per cápita se concentra en una sola región.

La desviación relativa de la media presenta, como puede verse en el gráfico 6, una reducción de las disparidades durante toda la década de 1980 y hasta 1992, cuando la disparidad se eleva ostensiblemente hasta alcanzar aproximadamente el mismo nivel que tenía a principios de 1980.

4. Coeficiente de Gini

Al igual que el coeficiente de variación, el coeficiente de Gini es una de las medidas más usadas en la literatura sobre disparidades e inequidades. Para el cálculo de este indicador se sigue a Kakwani¹⁶ quien lo calcula de la siguiente manera:

$$G_{NP} = \left[\frac{1}{2\bar{y}_{NP}} \right] \left[\frac{1}{n(n-1)} \right] \sum_i^N \sum_j^N |y_i - y_j| \quad (\text{Ec. 5})$$

donde y_i y y_j son respectivamente los ingresos per cápita en la región i y j , N es el número de regiones y \bar{y}_{NP} es el promedio simple de los ingresos per cápita de las regiones. G_{NP} varía desde cero, igualdad perfecta, hasta uno cuando se presenta una distribución desigual del ingreso per cápita entre regiones. Así medido, el índice de Gini es el promedio aritmético de las $n(n-1)$ diferencias de PIB per cápita, tomadas como valor absoluto y divididas por el valor máximo que podría tomar este promedio, $2\bar{y}_{NP}$. Además de

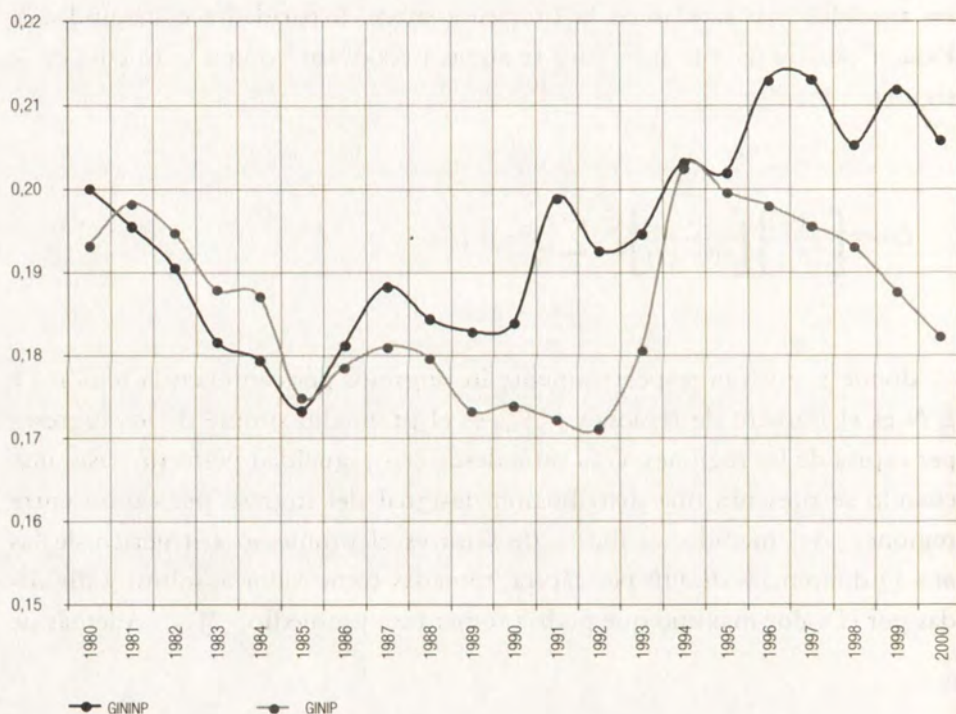
¹⁶ *Ibid.*

este índice de Gini, también se calcula uno del mismo tipo, pero ponderando cada región por su respectiva participación del total de la población, así:

$$G_p = \left[\frac{1}{2\bar{y}} \right] \sum_i^N \sum_j^N |y_i - y_j| \frac{P_i P_j}{P^2} \quad (\text{Ec. 6})$$

donde \bar{y} es la media nacional del ingreso per cápita, P_i y P_j son las poblaciones de la región i y j respectivamente, P es la población total del país y N es el número de regiones o departamentos. G_p toma valores entre 0 y $1 - \frac{P_i}{P}$, cuando existe perfecta igualdad y perfecta desigualdad respectivamente.

Gráfico 7. Índice de Gini e índice de Gini ponderado por la población departamental, 1980–2000



FUENTE: Cálculos del autor con base en DANE.

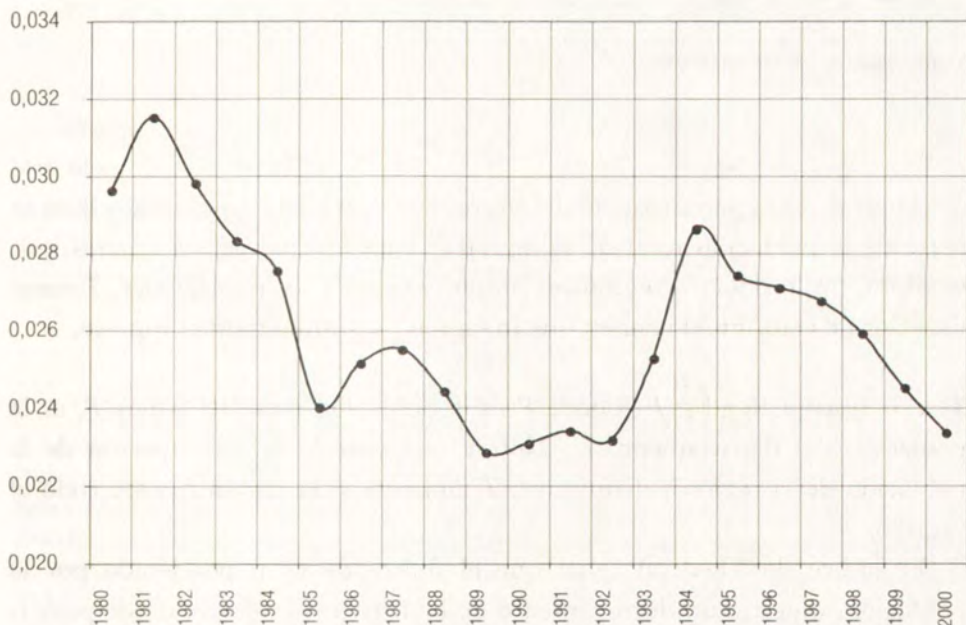
En este caso el índice de Gini no ponderado, calculado según la ecuación 5, muestra un decrecimiento de la disparidad hasta mediados de la década de 1980. Sin embargo, a partir de ese año el indicador muestra un comportamiento cíclico sobre una tendencia creciente que lleva a las disparidades a niveles superiores a los alcanzados a principios de la década de 1980. Por su parte, el indicador ponderado presenta una caída hasta 1992, cuando se eleva en los dos años posteriores para luego emprender un recorrido descendente hasta el 2000 y terminar levemente por debajo del valor inicial del año 1980.

5. Índice de Theil

Para terminar con las diferentes medidas de disparidad de ingresos per cápita se emplea el índice de Theil. Este índice se calcula de la siguiente forma:

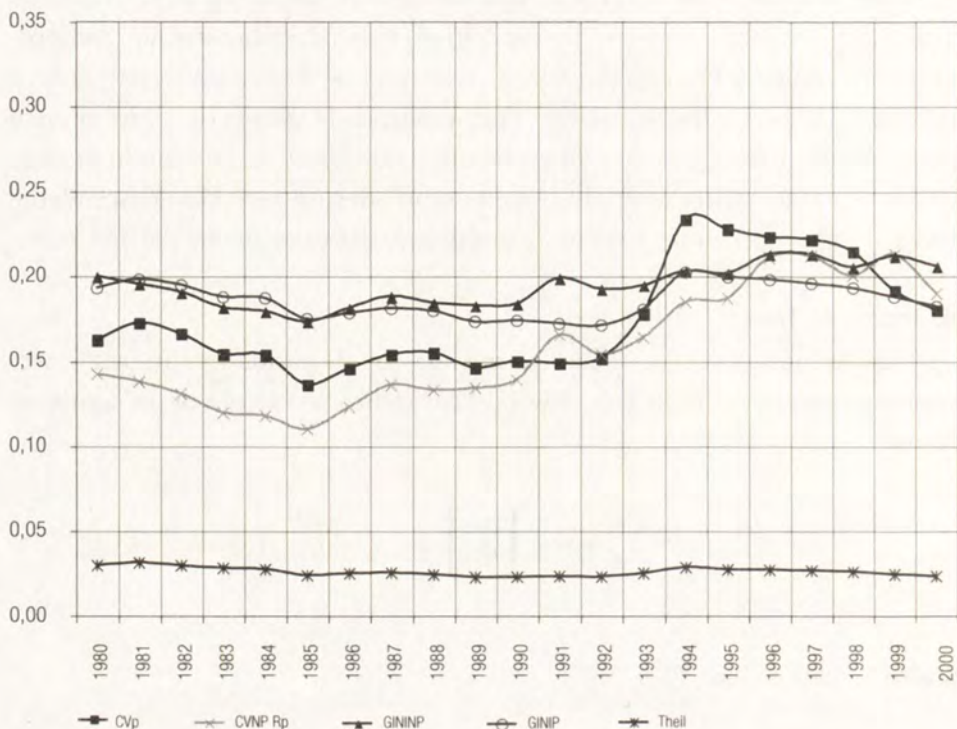
$$T = \sum_i^N x_i \log \left[\frac{x_i}{q_i} \right] \quad (\text{Ec. 7})$$

Gráfico 8. Índice de Theil, 1980–2000



FUENTE: Cálculos del autor con base en DANE.

Gráfico 9. Distintas medidas de disparidad en el PIB per cápita departamental, 1980–2000



FUENTE: Cálculos del autor con base en DANE.

donde x_i es la participación del ingreso de la región i en el total y q_i es la parte de la población total de la región i . Para PIB per cápita iguales, por ejemplo, con productos regionales proporcionales a sus poblaciones, T toma un valor de cero. En el caso en que la región i acumule todo el ingreso,

T sería igual a $\log\left(\frac{P}{P_i}\right)$, donde P es la población total del país y P_i es la población del departamento i . Nótese que cuando la participación de la población de la región i disminuye, T aumenta si la región i posee todo el ingreso.

El índice de Theil, al igual que el índice de Gini ponderado por la población, muestra un decrecimiento de la disparidad relativa desde principios de los ochenta y hasta principio de los noventa. A partir de ese año el índice se incrementa hasta 1994 cuando empieza a decrecer nuevamente

hasta el final del periodo. En síntesis, el índice de Theil muestra una disminución aproximada de las disparidades para el período de 30%.

B Medidas dinámicas de disparidad regional

El objetivo de esta sección es presentar brevemente las medidas de convergencia más utilizadas en la literatura internacional y sus resultados para las regiones de Colombia. Estas medidas son las denominadas de convergencia tipo β y convergencia tipo σ .¹⁷

1. Convergencia tipo beta

Seguendo a Barro y Sala-I-Martin,¹⁸ existe convergencia absoluta tipo β cuando se encuentra una correlación negativa entre la tasa de crecimiento del ingreso per cápita y su nivel inicial. Es decir, cuando aquellas regiones de bajo ingreso inicial muestran tasas de crecimiento mayores a las que presentan las de altos ingresos. Para probar la existencia de convergencia β se utiliza la siguiente regresión:

$$T^{-1} \ln \left[\frac{Y_{iT}}{Y_{i0}} \right] = \alpha - T^{-1} (1 - e^{-\beta T}) \ln (y_{i0}) + u_{iT} \quad (\text{Ec. 8})$$

donde y_{iT} denota el ingreso real per cápita en el departamento i en el último año del período incluido en el análisis, T . La parte izquierda de la ecuación 8 es la tasa de crecimiento del ingreso real per cápita entre los períodos 0 y T , α es un término constante, β es la tasa de convergencia, y_{i0} es el nivel inicial de ingreso y u_{iT} es un término de error independiente e idénticamente

¹⁷ Véanse: Barro, Robert; "Economic Growth in a Cross Section of Countries", en *The Quarterly Journal of Economics*, VOL. 106, núm. 2, mayo de 1991, pp. 407-443; Barro, Robert; Sala-I-Martin, Javier; "Convergence across States and Regions", en *Brooking Papers on Economic Activity*, VOL. 1991, núm. 1, 1991, pp. 107-158.; Barro, Robert; Sala-I-Martin, Javier; "Convergence", en *Journal of Political Economy*, VOL. 100, núm. 2, abril de 1992, pp. 223-251.; Barro, Robert; Sala-I-Martin, Javier; *Economic Growth*, McGraw Hill, Nueva York, 1995; y Sala-I-Martin, Javier; "The Classical Approach to Convergence Analysis", en *The Economic Journal*, núm. 106, 1996, pp. 1019-1036.

¹⁸ *Ibid.*

distribuido normal con media σ y varianza σ^2 . Si al estimar por mínimos cuadrados no lineales la ecuación 8, el valor de β es mayor a cero, se diría que existe convergencia β absoluta. Se debe notar que la estimación de la ecuación 8 está basada en observaciones de corte transversal, pero involucrando las tasas de crecimiento entre el período 0 y el período T de los departamentos.¹⁹

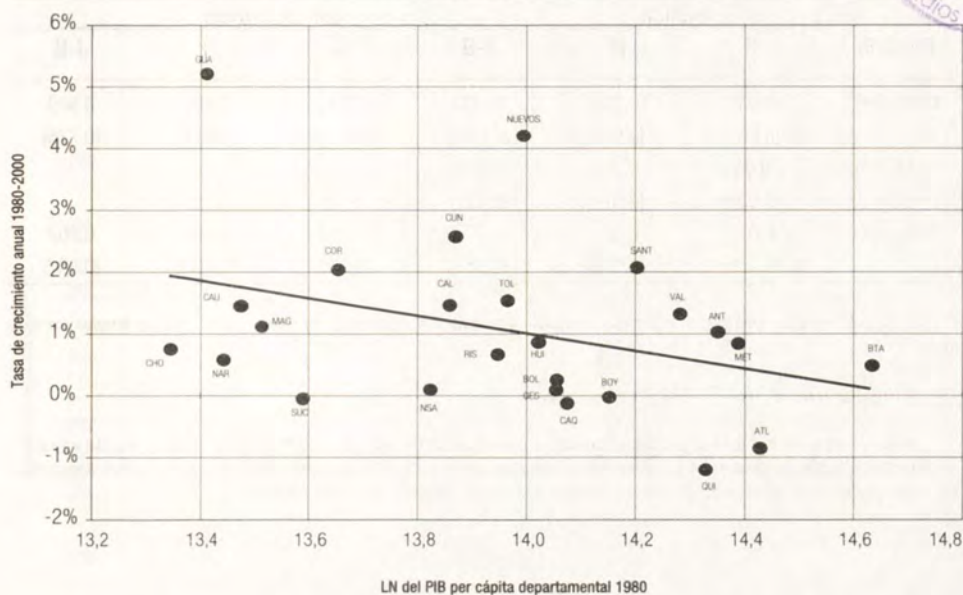
En Colombia, la evidencia empírica señala que en el período analizado, 1980-2000, no se dio un proceso de convergencia tipo β en el PIB real per cápita de los departamentos. En primer lugar, aunque el coeficiente de correlación simple entre la tasa de crecimiento (anual) del período y el logaritmo del nivel inicial del PIB es negativo, su valor es particularmente bajo, -0,36. La relación "aparentemente" inversa, aunque no significativa, entre las dos variables se puede observar en el gráfico 10.

A pesar de que la relación entre las variables aparece inversa en el gráfico 10, se supone aparente debido a la influencia que tienen los valores de La Guajira y de los nuevos departamentos en la pendiente de la tendencia. De hecho, si se excluye el valor más sobresaliente, el de La Guajira, del cálculo del coeficiente de correlación se encuentra que el nuevo valor de éste es inferior, -0,22.²⁰

¹⁹ Aplicaciones en diferentes países pueden verse en: Álvarez, Fernando; "Crecimiento económico regional en Chile un análisis de convergencia en ingresos", en *Documento de trabajo*, Universidad Católica del Norte, agosto de 2001; Gezici, Ferhan; Hewings, Geoffrey; "Regional Convergence and the Economic Performance of Peripheral Areas in Turkey", en *Documento de trabajo*, núm. 01-T-13, REAL, University of Illinois, noviembre de 2001.; Ioannides, Yannis; Petrakos, George; "Regional Disparities in Greece: The Performance of Crete, Peloponnese and Thessaly", en *Documento de trabajo*, European Investment Bank, VOL. 5, núm. 1, 2000, pp. 31-60; Columbe, Serge; Day, Kathleen; "Economic Growth and Regional Income Disparities in Canada and the Northern United States", en *Canadian Public Policy - Analyse de Politiques*, VOL. XXV, núm. 2, 1999.; Moucque, Daniel; "A Survey of Socio-economic Disparities between the regions of the EU", en *Documento de trabajo*, European Investment Bank, VOL. 5, núm. 2, 2000, pp. 13-24.; y Ramón-Bejarano, Carola B.; "Convergence of Regional Disparities in Argentina and Brazil: The Implications for Mercosur", en *Documento de trabajo*, Royal Institute of International Affairs, Mercosur Study Group, 2002.

²⁰ Al excluir las observaciones de La Guajira y la de los nuevos departamentos se obtiene una correlación de -0,28.

Gráfico 10. Convergencia del PIB per cápita departamental: PIB de 1980 y crecimiento anual del PIB entre 1980 y 2000



FUENTE: Cálculos del autor con base en DANE.

Los coeficientes de correlación bajos que se acaban de mencionar dan indicios del no cumplimiento de la hipótesis de convergencia β absoluta entre los departamentos de Colombia. La estimación del parámetro β , realizada por mínimos cuadrados no lineales, formalizó los resultados anteriores.

Una primera mirada a la estimación para el período completo, 1980-2000, arroja una velocidad de convergencia, β , de 1,7% (véase tabla 2). Para controlar por el efecto de la Guajira y de los nuevos departamentos se incluyeron dos variables *dummy*, una para cada departamento. Estas variables explicarían los aumentos acelerados de la explotación minera en estas zonas del país, en La Guajira en la década de 1980 y en los nuevos departamentos en los ochentas y noventas.²¹ Al hacer esto, el valor estimado para la velocidad de convergencia resulta ser 0,8%, pero al igual que antes, no significativo. Es decir, el coeficiente es estadísticamente igual a cero, rechazando la

²¹ El aumento del PIB per cápita de los nuevos departamentos se debe principalmente a la contribución de Casanare y Arauca en el total de la región.

Tabla 2. Regresiones de convergencia tipo β

Período	Ecuación básica		Normalidad	Ecuación con <i>dummies</i>		Normalidad
	β	R ²	J-B	β	R ²	J-B
1980-1990	0.041 (0.053)	0.215 [0.023]	40.577 (0.000)	0.018 (0.039)	0.800 [0.011]	0.509 (0.775)
1990-2000	-0.004 (0.632)	0.033 [0.014]	0.655 (0.721)			
1980-2000	0.017 (0.136)	0.089 [0.013]	5.722 (0.057)	0.008 (0.225)	0.595 [0.009]	0.252 (0.882)

FUENTE: Cálculo del autor con base en información del DANE. Las ecuaciones estimadas por mínimos cuadrados no lineales son de la forma:

$$T^{-1} \ln \frac{y_{iT}}{y_{i0}} = \alpha - T^{-1} (1 - e^{-\beta T}) \ln(y_{i0}) + dummies + u_{iT}$$

donde y_{i0} es el PIB real per cápita del departamento i al principio del período, y_{iT} es el PIB real per cápita al final del período; T es la amplitud del período de tiempo y las *dummies* son variables *dummy* para los departamentos de La Guajira y nuevos departamentos. Entre paréntesis están los *p-values* y entre corchetes está el error estándar del modelo respectivo.

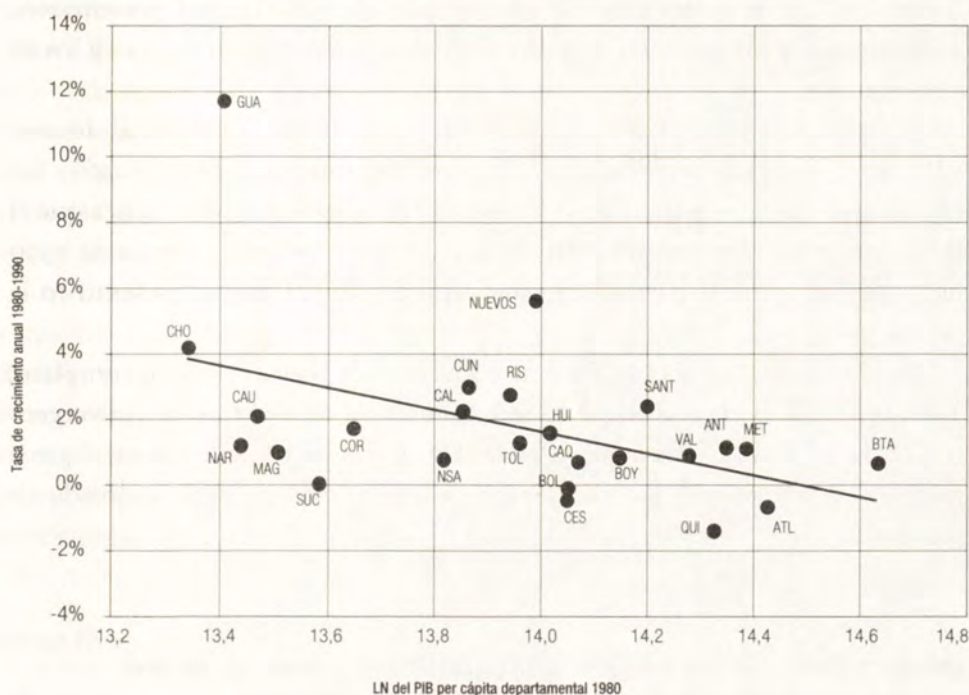
hipótesis de la existencia de convergencia tipo β departamental en el período 1980-2000.

La pregunta que surge inmediatamente después de observar los resultados para el período completo es si esa divergencia ha sido un proceso constante a través del tiempo o si, por otra parte, ha habido períodos de convergencia regional en Colombia. Para responder a este cuestionamiento se realizó el mismo análisis en los sub-períodos 1980-1990 y 1990-2000. Los resultados pueden verse en las primeras dos líneas del tabla 2, en el gráfico 11 y en el gráfico 12.

El gráfico 11 presenta la relación existente entre el nivel inicial de ingreso per cápita y la tasa de crecimiento del PIB en la década de 1980. Como puede verse, la relación parece ser negativa, indicando que aquellos departamentos con bajo ingreso per cápita en el año 1980 crecieron a tasas mayores que aquellos departamentos con PIB per cápita alto en el mismo año. De hecho, como puede verse en la tabla 2, el valor estimado para la velocidad de convergencia en el período 1980-1990 resulta ser 1,8%, después de controlar por los efectos el de La Guajira y los nuevos departamentos.²² Este valor

²² La inclusión de las variables *dummy* para La Guajira y los nuevos departamentos se justifica en la medida en que éstos presentan valores comparativamente altos con los demás departamentos del país, producto de la explotación minera, véase el gráfico 11.

Gráfico 11. Convergencia del PIB per cápita departamental en la década de 1980: PIB de 1980 y crecimiento anual del PIB entre 1980 y 1990



FUENTE: Cálculos del autor con base en DANE.

es significativo a niveles estándar de confianza (90, 95 o 99%), es decir, este parámetro es estadísticamente diferente de cero.²³

En síntesis, en el período 1980-1990 existe evidencia para afirmar que se dio un proceso de convergencia regional tipo β en el PIB per cápita departamental, o lo que es lo mismo, se redujeron las disparidades de ingreso regional.

Ya en la década de 1990, la situación cambió drásticamente. En el gráfico 12 se puede ver la relación que existió entre el nivel inicial del PIB per cápita, en el año 1990 en este caso, y la tasa de crecimiento anual de la misma variable para la década. Como se aprecia, la relación parece ser positiva,

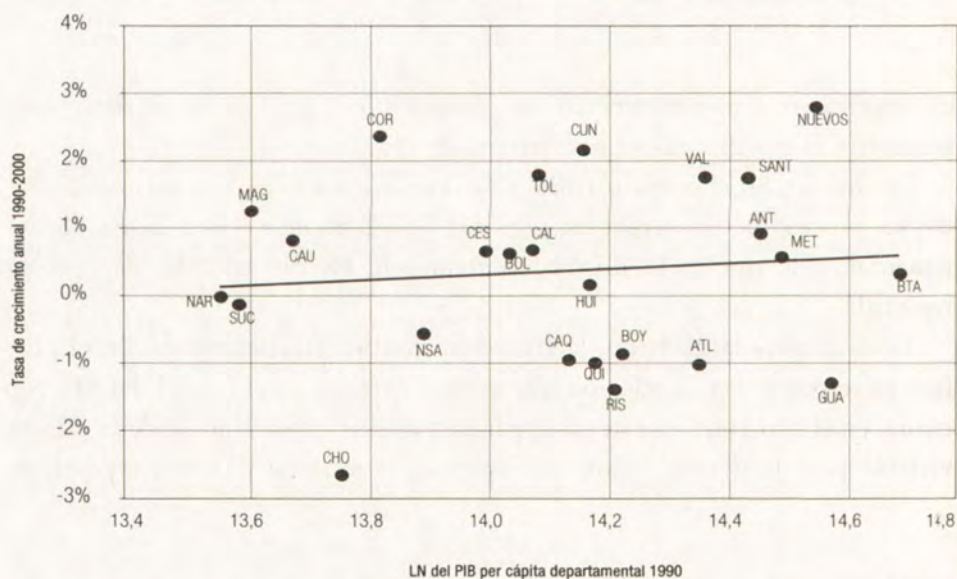
²³ La prueba de hipótesis sobre el parámetro β , en el modelo que incluye las *dummies*, puede hacerse gracias a que las condiciones del error son de normalidad, no autocorrelación y homocedasticidad.

indicando una aparente divergencia de los niveles de ingreso, o lo que es igual, en la década de 1990 los departamentos de mayor ingreso en 1990 fueron los que mayores tasas de crecimiento de sus ingresos presentaron, aumentando la brecha entre aquellos departamentos de bajo ingreso y los de alto ingreso.

En la tabla 2 puede verse el coeficiente estimado de la velocidad de convergencia, que para la década de 1990 resultó inferior a cero, -0.4% . Sin embargo, al hacer la prueba de significancia del parámetro, ésta indica que el β no es estadísticamente diferente de cero. Es decir, que en la década de 1990 no existió un proceso de convergencia tipo β como el que se presentó en la década de 1980.

En síntesis, al hacer el análisis de convergencia β en el período completo, 1980-2000, la evidencia empírica señala ausencia de este tipo de convergencia. Pero, al realizar nuevamente el análisis por décadas, se encuentra que sí existió convergencia β para la década de 1980, más no para la década siguiente.

Gráfico 12. Convergencia del PIB per cápita departamental en la década de 1990: PIB de 1990 y crecimiento anual del PIB entre 1990 y 2000



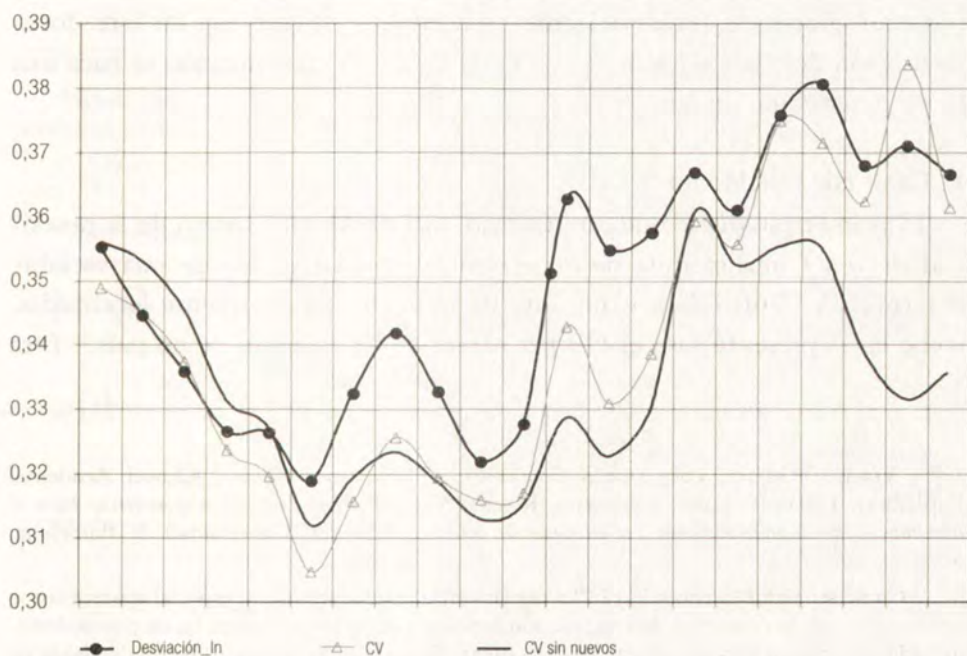
FUENTE: Cálculos del autor con base en DANE.

2. Convergencia tipo sigma

Un segundo concepto que es útil al examinar la dinámica de las disparidades es el de convergencia tipo σ . Se puede afirmar que existe convergencia de este tipo cuando hay una reducción de la dispersión del PIB per cápita de las entidades regionales en el tiempo. Dos son las medidas usualmente empleadas para analizar el comportamiento de la dispersión, ellas son: el coeficiente de variación, visto en una sección anterior, y la desviación estándar de corte transversal del PIB per cápita departamental. En el gráfico 13 se muestran estas dos medidas.

Adicionalmente, en el gráfico 13 también se presenta el coeficiente de variación sin la entidad territorial denominada nuevos departamentos. Se decidió realizar este ejercicio, pues este grupo presenta valores muy superiores a los del resto del país en algunos períodos de la muestra. El resultado es el CV sin nuevos departamentos que, a grandes rasgos, muestra el mismo comportamiento que exhibía el coeficiente de variación ponderado por la participación de la población departamental en el total nacional.

Gráfico 13. Medidas de convergencia tipo σ , 1980 y 2000



FUENTE: Cálculos del autor con base en DANE. CV se refiere al coeficiente de variación no ponderado.

El gráfico muestra en todas las medidas, una disminución de la disparidad en toda la década de 1980 al cual le sigue un aumento en la década de 1990. A partir de 1995, el CV sin nuevos departamentos muestra una caída relativamente importante de la disparidad. Sin embargo, al mirar el año 1980 y el año 2000, dos de las medidas (el logaritmo del PIB y el CV) indican un proceso de no convergencia tipo σ entre los departamentos en Colombia. El tercer indicador termina el período levemente por debajo de su nivel de 1980.

El diagnóstico de convergencia σ sería, pues, de convergencia en la década de 1980 y de no convergencia en la década de 1990. Los mismos resultados se encontraron para la convergencia tipo β en la sección anterior.

C. Medidas de autocorrelación espacial del producto departamental

En esta sección se pretende dar respuesta a la pregunta de si los departamentos de alto o bajo PIB per cápita tienden a estar ubicados cerca de aquellos departamentos con características similares, o si por el contrario, la riqueza y la pobreza se distribuye aleatoriamente en el territorio nacional. Para ello, se describen y se utilizan tres indicadores provenientes de la literatura de la estadística espacial que recogen los vínculos asociados a la geografía. Los indicadores de autocorrelación espacial que se emplean en este documento son dos: la I de Moran y la C de Geary. A continuación se hace una breve descripción de éstos.²⁴

1. Contraste I de Moran

El primer estadístico de este trabajo, la I de Moran, surgió de la necesidad de tener una medida de dependencia espacial global de una variable determinada dentro de un conjunto de unidades espacialmente localizadas, como en el presente caso el PIB per cápita de las regiones de un país.²⁵ Esta

²⁴ Véanse: Anselin, Luc; *Spatial Econometrics: Methods and Models*, Kluwer Academic Publishers, Holanda, 1988; y Moreno, Rosina; Vayá, Esther; *Técnicas econométricas para el tratamiento de datos espaciales: La econometría espacial*, Editorial Universidad de Barcelona, 2000.

²⁵ Como señalan Moreno y Vayá: "La dependencia o autocorrelación espacial aparece como consecuencia de la existencia de una relación funcional entre lo que ocurre en un punto determinado del espacio y lo que ocurre en otro lugar. Es decir, el valor que toma una variable en una región no viene explicado únicamente por condicionantes internos sino también por el valor de esa misma variable en otras regiones vecinas".

medida de dependencia espacial global puede ser representada por la siguiente expresión:

$$I = \frac{N}{S} \frac{\sum_i \sum_j w_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{\sum_i (x_i - \bar{x})^2}; \quad i \neq j \quad (\text{Ec. 9})$$

donde x_i es el valor de la variable x en la región i , \bar{x} es la media de la muestra, w_{ij} son los elementos de una matriz binaria de contigüidad, $W_{N \times N}$, que toma el valor de 1 si las regiones i y j comparten una frontera común y toma el valor de 0 si no la comparten, S es la suma de todos los elementos de

W , es decir, $S = \sum_i \sum_j w_{ij}$.²⁶ Valores cercanos a 1 para este estadístico indican una correlación espacial fuerte y positiva (valores semejantes están agrupados en el espacio), mientras valores cercanos a -1 muestran una correlación espacial negativa (valores diferentes están agrupados en el espacio).

Según Cliff y Ord²⁷ cuando el tamaño muestral es suficientemente grande la I de Moran estandarizada sigue una distribución asintótica normal con media cero y varianza 1.²⁸

²⁶ En el anexo 3 se encuentran los departamentos incluidos en el análisis con su correspondiente número de identificación, mientras en el anexo 4 está la matriz de contigüidad.

²⁷ Véase: Cliff, A.; Ord, J.; Spatial Process. Models and Applications, Londres, Pion, 1981.

²⁸ Para estandarizar el estadístico se resta a su cálculo su valor esperado y se divide por su desviación estándar. Según Moreno y Vayá:

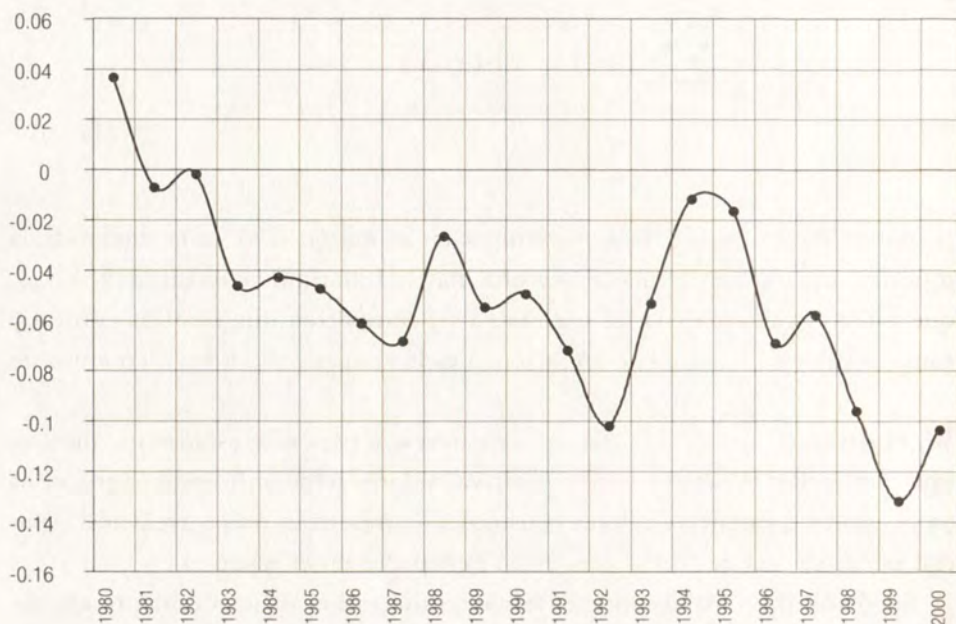
$$E[I] = \frac{-1}{N-1} \quad y$$

$$\text{Var}[I] = \frac{N[(N^2 - 3N + 3)S_1 - NS_2 + 3S_0^2] - b_2[(N^2 - N)S_1 - 2NS_2 + 6S_0^2]}{(N-1)(N-2)(N-3)S_0^2}$$

donde $b_2 = \frac{m_4}{m_2^2}$,

$$m_2 = \frac{\sum_i z_i^2}{N}, \quad m_4 = \frac{\sum_i z_i^4}{N}, \quad S_1 = \frac{1}{2} \sum_i \sum_j (w_{ij} + w_{ji})^2, \quad S_2 = \sum_i \sum_j (w_i + w_j)^2 \quad y \quad w_i = \sum_{j=1}^N w_{ij}$$

Gráfico 14. Evolución del estadístico I de Moran



FUENTE: Cálculos del autor. Se utiliza la matriz de contigüidad estandarizada por las filas.

El gráfico 14 muestra la evolución del I de Moran del ingreso per cápita para los departamentos colombianos. Varias cosas deben ser destacadas acerca de este gráfico y del anexo 5, que presenta las pruebas de significancia de cada uno de los valores de la I de Moran. Primero, los valores de la I de Moran no son significativos para ninguno de los años analizados en este trabajo, indicando una distribución aleatoria del PIB per cápita departamental en Colombia. Esto significa que los departamentos de alto ingreso (bajo) tienden a estar geográficamente cerca de otros departamentos de alto (bajo) ingreso per cápita. Segundo, observando la evolución del estadístico puede afirmarse que ha habido un proceso lento, y hasta el momento no significativo, de dependencia espacial negativa durante el período 1980-2000, pues el estadístico decrece durante todo el período. Es decir, los departamentos de alto (bajo) ingreso están rodeados de departamentos de bajo (alto) ingreso.

2. Contraste C de Geary

Un segundo contraste de autocorrelación espacial global es la C de Geary. Formalmente este estadístico se define como:

$$C = \frac{(N-1)}{2S} \frac{\sum_i \sum_j w_{ij} (x_i - x_j)^2}{\sum_i (x_i - \bar{x})^2} ; i \neq j \quad (\text{Ec. 10})$$

con la misma notación descrita en la sección anterior. La distribución de este estadístico a nivel asintótico se puede asumir tras su estandarización como normal con media 0 y varianza 1.²⁹ Al contrario del contraste de Moran, un valor negativo (positivo) y significativo de la C de Geary estandarizada indicaría la existencia de un esquema de dependencia espacial positiva (negativa).

En el gráfico 15 puede apreciarse el cálculo de la C de Geary para cada año del período utilizado y en el anexo 6 se encuentran sus valores, sus correspondientes valores estandarizados y el *p-value* de la prueba, cuya hipótesis nula, al igual que en el contraste de la I de Moran, es la no existencia de autocorrelación espacial. De la misma forma que el estadístico de I de Moran, la C de Geary no presenta ningún valor significativo en el período analizado. Esto indica que no hay evidencia para afirmar que existe algún tipo de dependencia espacial.

Otra característica de la evolución de la C de Geary es que toma valores positivos en todo el período, aunque como se dijo no significativos,

²⁹ Los momentos de primer y segundo orden de la C de Geary son: $E[C]=1$ y

$$[C] = \frac{(N-1) S_1 [N^2 - 3N + 3 - (N-1)b_2 - \frac{1}{4}(N-1) S_2 [N^2 + 3N - 6 - (N^2 - N + 2)]]}{N(N-2)(N-3)S_0^2}$$

$$\frac{N^2 - 3 - (N-1)b_2^2}{(N-2)(N-3)S_0^2}$$

Gráfico 15. Evolución del estadístico C de Geary



FUENTE: Cálculos del autor. Se utiliza la matriz de contigüidad estandarizada por las filas.

indicando, al igual que lo hizo la I de Moran, una dependencia espacial negativa en el PIB per cápita departamental en Colombia.

V Las disparidades regionales en Colombia en un contexto internacional

El objetivo de esta sección es comparar las medidas de disparidad calculadas para Colombia en el apartado anterior con aquellas calculadas para otros países. Este ejercicio permite hacerse una idea de la magnitud de las disparidades regionales en Colombia desde una perspectiva más amplia.

El gráfico 16 presenta las medidas ponderadas de disparidad para el año 1997, tanto en algunos países industriales y como en otros que no lo son. Los países se muestran de manera descendente según el coeficiente de variación ponderado. Los países con mayores medidas de disparidad regional son Vietnam, Tailandia, China e Indonesia, que son países de tradición unitaria.

Excepto por Pakistán, Rumania y Colombia, todos los países en vía de desarrollo exhiben indicadores de disparidad menores que el más desigual de los países desarrollados, Italia.³⁰

Comparado con los países latinoamericanos de la muestra (Brasil, Chile y México), Colombia exhibe indicadores de disparidad inferiores. Una excepción es en el indicador de la desviación relativa de la media, ya que el valor para Colombia es superior al de Chile, mas no para el de México y Brasil.

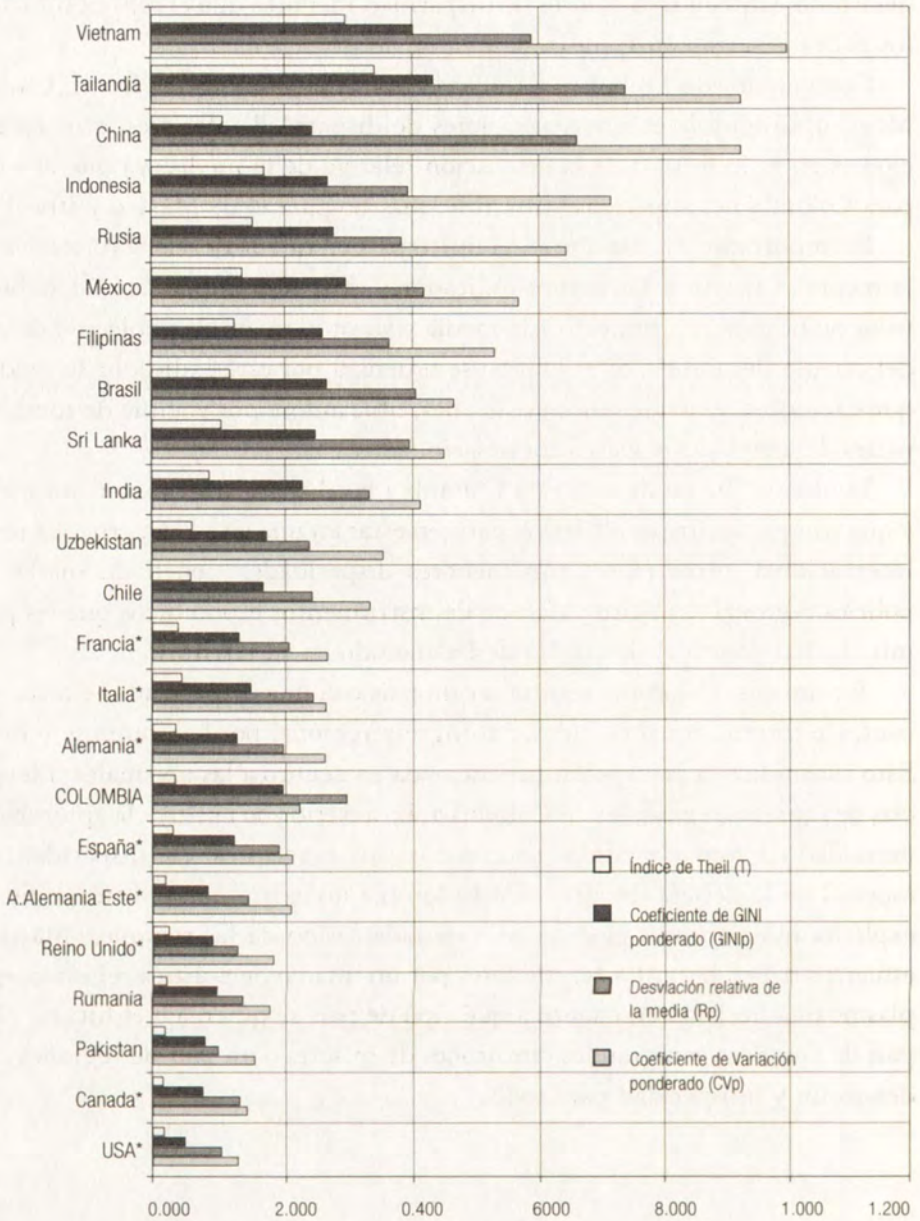
Es importante aclarar que en el único país en que la desviación relativa de la media es mayor a los demás indicadores es en Colombia. Esto se debe al valor de Bogotá con respecto a la media y su proporción de población dentro del cálculo del índice. Si el gráfico se ordenara por este indicador se tendría que Colombia asciende cinco posiciones, ubicándose por encima de todos los países desarrollados y varios subdesarrollados.

También cabe resaltar que en Colombia las disparidades van en aumento, y que aunque las disparidades no parecen estar en una situación crítica a nivel internacional, otros países con menores disparidades tienen un marco de política regional explícito y dotado de instrumentos económicos que les permite luchar contra el desarrollo desbalanceado en su territorio.

En síntesis, Colombia resulta ser un país con una disparidad media en un contexto internacional en cuanto al ingreso regional por habitante se refiere. Esto contradice la percepción generalizada en cuanto a las abismales diferencias de ingresos regionales en Colombia. Lo anterior no excluye la apremiante necesidad de tomar medidas en cuanto a los avances de esa disparidad, en especial en la década de 1990. En Colombia no existe una política regional explícita que combata el desarrollo desbalanceado de las regiones. Mayores esfuerzos deben hacer los legisladores por un marco de política regional, que plasme una decisión en cuanto a qué tipo de país se quiere en el futuro. ¿Un país de ciudades con grandes cinturones de miseria o un país de regiones con desarrollo y prosperidad para todos?

³⁰ En el gráfico se encuentra primero a Francia dentro de los más desiguales de los países desarrollados, pero ello se debe a que Francia sólo supera a Italia en el coeficiente de variación ponderado (por el cual se ordena). Los otros tres indicadores de Italia son mayores que los de Francia en porciones significativas.

Gráfico 16. Medidas de disparidad regional en varios países



Nota: El gráfico está ordenado por el coeficiente de variación ponderado (CVp). Los países que tienen un asterisco frente a su nombre se refieren a países industriales.

FUENTE: Para Colombia son cálculos del autor con base en DANE.

Para los demás países se tomó la información de Shankar y Shah (2001).

VI Conclusiones

La primera conclusión de este trabajo es que las tasas de crecimiento del PIB per cápita de los departamentos son en general persistentes en el tiempo. Los departamentos que crecieron a tasas altas (bajas) en la década de 1980 lo siguieron haciendo en la década posterior. En ese sentido, es de particular preocupación el estado de departamentos como Chocó, Nariño y Sucre, puesto que la persistencia de la tasa de crecimiento no permite que las disparidades entre estos departamentos de bajo ingreso se reduzcan en relación con los de alto ingreso.

Los indicadores de disparidad calculados indican, en su mayoría, una creciente disparidad en los niveles de producto por habitante de los departamentos del país. Dicha situación se presenta con particular relevancia en la década de 1990. Esto ha hecho que departamentos pobres, cuyo PIB per cápita relativo en 1980 estaba alrededor del 45% del PIB per cápita de Colombia, se mantengan en la misma proporción en el año 2000.

Otro de los hallazgos de este trabajo es la evidencia a favor de la no convergencia en la década de 1990 del PIB per cápita departamental, pero si en la década de 1980. La situación es preocupante, pues durante la década de 1990 las disparidades tendieron a crecer. Ante la ausencia de políticas públicas, en contra del aumento de las disparidades, y las economías de aglomeración presentes en algunos departamentos del país, y en especial algunas ciudades, estas disparidades con seguridad seguirán aumentando.

Adicionalmente, se encontró una ausencia total de dependencia espacial entre el nivel de los ingresos por habitante de los departamentos. En otras palabras los departamentos de alto ingreso (bajo) no tienden a estar geográficamente cerca de otros departamentos de alto (bajo) ingreso per cápita. Por el contrario, la pobreza, o la riqueza, parece estar aleatoriamente distribuida en la geografía colombiana. Este resultado está altamente influido por la presencia en cada región de una ciudad líder mientras el resto de la región se rezaga. Por ejemplo, Cali en el Pacífico, Barranquilla en la Costa Caribe, Bucaramanga en el oriente, Medellín en el nor-occidente y Bogotá en el centro del país.

A partir de las medidas estadísticas explicadas y calculadas en este documento y de las comparaciones internacionales de ellas, se puede concluir que Colombia es un país con un nivel medio, en el ámbito internacional, de disparidades regionales. Esto no quiere decir que Colombia no esté necesitando

de una política regional sería, explícita y creíble como la poseen países con menores indicadores de disparidad, con el fin de combatir la creciente disparidad regional.

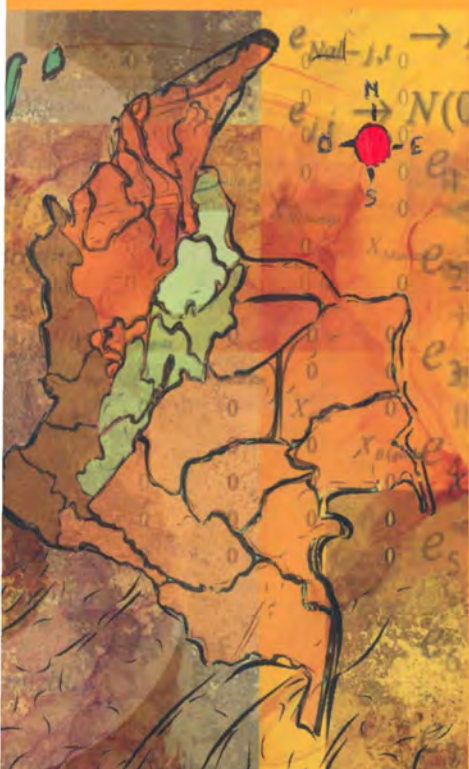
Anexo 1. Producto interno bruto departamental por habitante a precios corrientes de 1994, 1980-2000

Miles de pesos

Departamento	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000
Antioquia	1.709	1.752	1.697	1.644	1.713	1.696	1.804	1.816	1.880	1.836	1.914	1.888	1.938	1.958	2.069	2.151	2.131	2.195	2.095	2.011	2.098
Atlántico	1.846	1.786	1.759	1.795	1.741	1.656	1.655	1.618	1.625	1.701	1.727	1.713	1.784	1.825	1.638	1.689	1.662	1.711	1.660	1.535	1.559
Bolívar	1.271	1.180	1.125	1.187	1.173	1.192	1.174	1.270	1.232	1.227	1.259	1.336	1.587	1.449	1.334	1.369	1.352	1.313	1.378	1.280	1.340
Boyacá	1.400	1.441	1.353	1.354	1.323	1.351	1.345	1.403	1.463	1.502	1.521	1.563	1.446	1.661	1.455	1.469	1.410	1.436	1.360	1.354	1.395
Caldas	1.045	1.044	1.043	1.139	1.129	1.128	1.153	1.253	1.209	1.255	1.309	1.408	1.433	1.622	1.585	1.584	1.450	1.496	1.468	1.326	1.400
Caquetá	1.296	1.203	1.174	1.245	1.226	1.157	1.200	1.213	1.242	1.323	1.390	1.317	1.212	1.260	1.206	1.249	1.260	1.351	1.662	1.201	1.264
Cauca	711	678	692	720	686	693	680	707	735	815	876	846	895	875	827	862	845	850	868	887	951
Cesar	1.269	1.300	1.167	1.094	1.088	1.092	1.139	1.162	1.194	1.149	1.211	1.204	1.138	1.145	1.164	1.297	1.342	1.328	1.321	1.282	1.293
Córdoba	852	836	817	864	899	852	841	930	943	1.005	1.012	1.037	1.033	1.028	1.031	1.119	1.136	1.211	1.334	1.277	1.281
Cundinamarca	1.056	1.028	1.104	1.096	1.155	1.207	1.248	1.287	1.398	1.422	1.423	1.412	1.467	1.581	1.749	1.828	1.864	1.902	1.796	1.678	1.766
Chocó	625	616	615	579	616	676	715	734	793	893	850	777	720	690	982	747	747	751	769	725	728
Huila	1.229	1.185	1.163	1.169	1.318	1.298	1.303	1.314	1.324	1.304	1.440	1.505	1.453	1.402	1.489	1.484	1.483	1.476	1.426	1.391	1.463
La Guajira	668	851	936	1.048	1.226	1.586	1.620	1.676	1.668	1.944	2.154	2.226	1.963	1.781	1.777	1.617	1.881	2.024	1.986	1.875	1.892
Magdalena	740	741	720	701	692	715	724	725	761	780	817	792	882	858	973	1.037	1.042	1.054	1.038	967	926
Meta	1.774	1.770	1.678	1.541	1.497	1.533	1.598	1.773	1.863	2.035	1.983	2.105	2.001	2.019	1.971	2.095	2.200	2.305	2.147	2.092	2.099
Nariño	689	675	686	701	702	712	743	767	784	825	777	772	731	834	806	797	826	801	805	781	776
Norte Santander	1.009	995	958	946	921	1.094	1.150	1.034	1.076	1.080	1.090	1.074	1.027	1.076	1.025	1.061	1.040	1.043	1.040	1.043	1.029
Quindío	1.670	1.326	1.429	1.255	1.280	1.357	1.435	1.528	1.543	1.374	1.452	1.679	1.686	1.559	1.545	1.561	1.404	1.538	1.449	1.354	1.314
Risaralda	1.141	1.103	1.129	1.170	1.151	1.242	1.291	1.387	1.424	1.451	1.500	1.511	1.576	1.576	1.487	1.539	1.470	1.520	1.506	1.335	1.305
Santafé de Bog.	2.269	2.317	2.284	2.240	2.237	2.181	2.229	2.329	2.378	2.378	2.422	2.345	2.434	2.665	2.968	2.960	2.851	2.874	2.849	2.468	2.500
Santander	1.474	1.527	1.580	1.565	1.587	1.587	1.771	1.886	1.813	1.830	1.872	1.849	1.876	1.822	1.897	1.975	2.177	2.175	2.147	2.165	2.229
Sucre	798	797	796	783	758	768	784	796	803	854	801	736	809	821	816	842	842	860	870	821	790
Tolima	1.161	1.231	1.107	1.098	1.113	1.114	1.121	1.185	1.195	1.267	1.320	1.352	1.410	1.422	1.472	1.509	1.571	1.716	1.671	1.565	1.580
Valle	1.594	1.565	1.533	1.546	1.560	1.597	1.659	1.669	1.708	1.739	1.742	1.755	1.831	1.928	1.110	2.263	2.263	2.232	2.211	2.092	2.077
Nuevos Dptos	1.196	1.288	1.370	1.311	1.284	1.354	1.706	1.974	1.951	2.062	2.096	2.457	2.315	2.378	2.180	2.378	2.805	2.804	2.878	3.144	2.773
DEPARTAMENT	1.405	1.406	1.387	1.381	1.398	1.410	1.459	1.505	1.539	1.561	1.598	1.595	1.637	1.697	1.773	1.827	1.818	1.846	1.819	1.694	1.727
TOTAL COLOM	1.403	1.405	1.388	1.381	1.397	1.410	1.465	1.516	1.549	1.573	1.611	1.616	1.654	1.714	1.784	1.843	1.846	1.874	1.850	1.737	1.758

FUENTE: Empalme del autor con base en información de las cuentas departamentales del DANE.

Nota: El empalme se realizó tomando la información del PIB per cápita departamental 1994-2000, a precios constantes de 1994, publicada por el DANE y reconstruyéndola hacia atrás con los crecimientos anuales de la información anterior del PIB per cápita departamental 1980-1994 a precios constantes de 1975. Bajo el nombre Nuevos se incluye nueve departamentos: Amazonas, Arauca, Casanare, Guainía, Guaviare, Putumayo, San Andrés, Vaupés y Vichada.



En este libro se incluyen ocho trabajos en los cuales se aprecian claramente las interrelaciones entre la evolución macroeconómica de Colombia y las regiones que la componen. En varios casos ciclos, inflación y política monetaria, los movimientos nacionales y regionales en buena medida coinciden. Es por ello que resulta tan importante el estudio de esas relaciones.

Los trabajos fueron realizados por Armando Galvis, Igor Zuccardi, Juan David Barón y Adolfo Meisel, economistas del Centro de Estudios Económicos Regionales (CEER) del Banco de la República en Cartagena.

En muchos países los bancos centrales desarrollan una activa y valiosa labor de investigación no sólo en los temas macroeconómicos, lo cual se requiere para orientar su operación, sino también en el campo de la economía regional. Consideramos que esta situación no es fortuita sino, más bien, fruto de las ventajas e intereses que los bancos centrales tienen en este campo.

Los bancos centrales tienen al menos cuatro ventajas principales sobre otras ramas del gobierno para la realización de estudios económicos regionales. La más obvia es que en la mayoría de los países relativamente grandes y medianos los bancos centrales tienen una amplia red de sucursales o agencias. En Estados Unidos, por ejemplo, el Federal Reserve Bank está compuesto de 12 bancos regionales, los cuales a su vez tienen un total de 25 sucursales. Un caso similar ocurre en Alemania con el Bundesbank. En el caso de Colombia, el Banco de la República tiene oficinas en 28 ciudades.