

# 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 inter-regional 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.

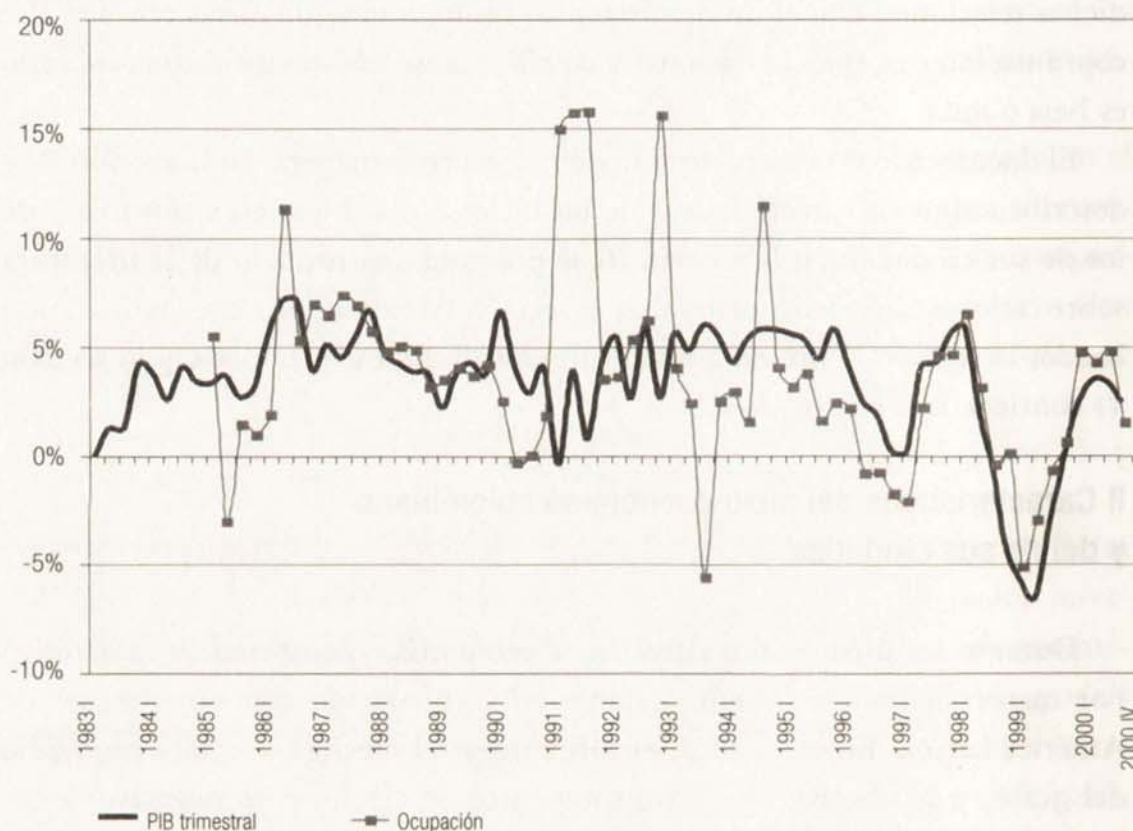
El documento está estructurado de la siguiente manera: en la sección II se describen algunas características de los ciclos económicos en Colombia y de los de sus ciudades; en la sección III se presenta una revisión de la literatura sobre ciclos económicos regionales; la sección IV expone el marco teórico 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)

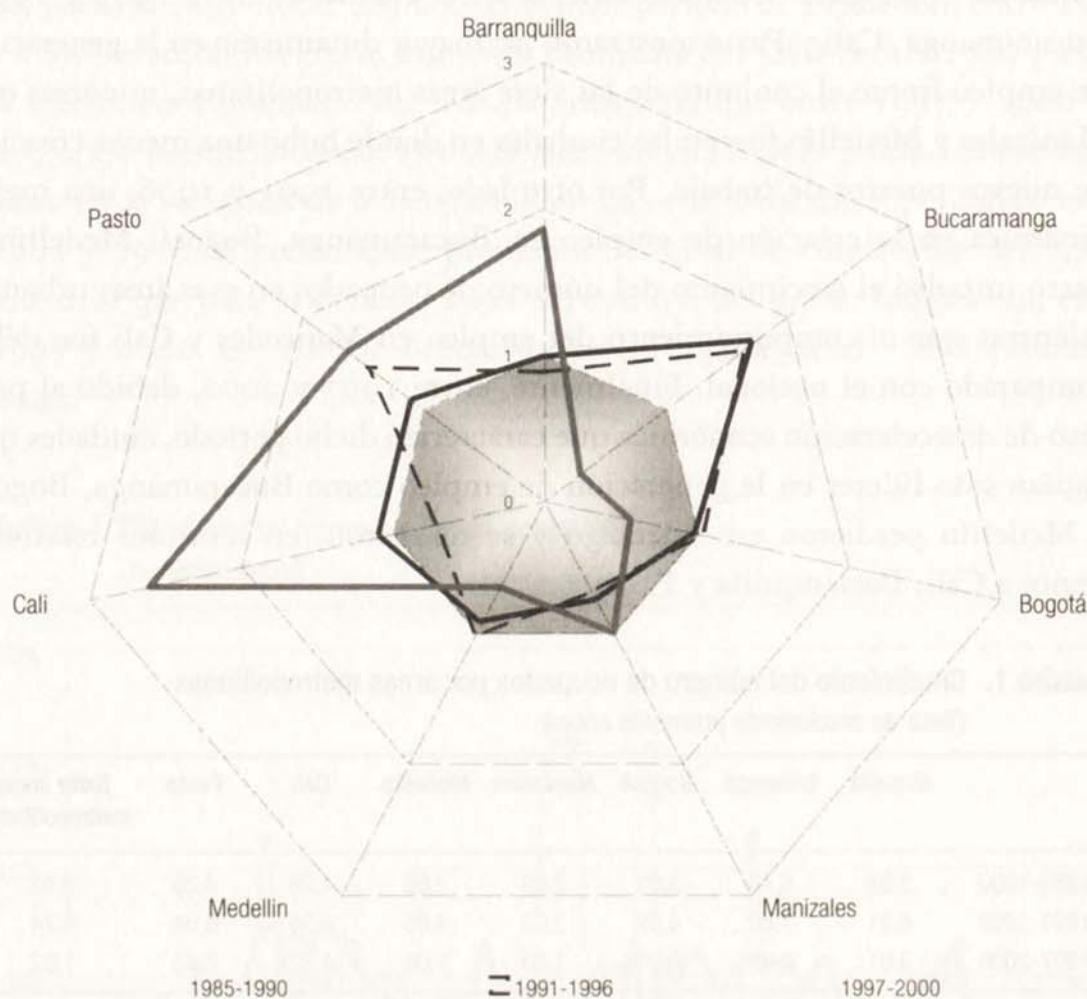
	B/quilla	B/manga	Bogotá	Manizales	Medellín	Cali	Pasto	Siete áreas metropolitanas
1985-1990	3,84	6,78	3,91	2,99	3,66	4,26	4,26	3,92
1991-1996	4,21	7,80	4,87	3,23	4,85	3,36	6,94	4,74
1997-2000	3,01	0,48	0,91	1,63	1,06	4,22	2,63	1,62

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).<sup>1</sup> Adicionalmente, los niveles de empleo de las ciudades muestran diferentes grados de coordinación con el agregado

<sup>1</sup> 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,<sup>2</sup> 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

<sup>2</sup> 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-Call<sup>3</sup> 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

<sup>3</sup> 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 Steindel<sup>4</sup>, 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 Sill<sup>5</sup> 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

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

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

realizada por la NBER,<sup>6</sup> 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.

Sill<sup>7</sup> 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 Sill<sup>8</sup> utilizaron series de ingreso personal disponible per cápita para las regiones económicas definidas por la NBER, en la estimación de los

<sup>6</sup> 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](http://www.nber.org).

<sup>7</sup> Sill, *op. cit.*

<sup>8</sup> 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-Mills<sup>9</sup> 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 Sill<sup>10</sup> 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

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

<sup>10</sup> 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.<sup>11</sup> 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-Call<sup>12</sup> 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

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

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

<sup>11</sup> Sherwood-Call, *op.cit.*

<sup>12</sup> *Ibíd.*

donde  $\Delta EN_{al-j,t-i}$  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 ( $\beta_{02}$ ). 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

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

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( $p$ )<sup>13</sup> 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:

<sup>13</sup> 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.

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

(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:

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

$$\Sigma(h) = \Psi_0 \Psi_0' + \Psi_1 \Psi_1' + \dots + \Psi_{h-1} \Psi_{h-1}'$$

(6)

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

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  $\Psi_n$ . 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 cointegración<sup>14</sup>. 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 veintiún 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

<sup>14</sup> 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 cointegradas<sup>15</sup>.

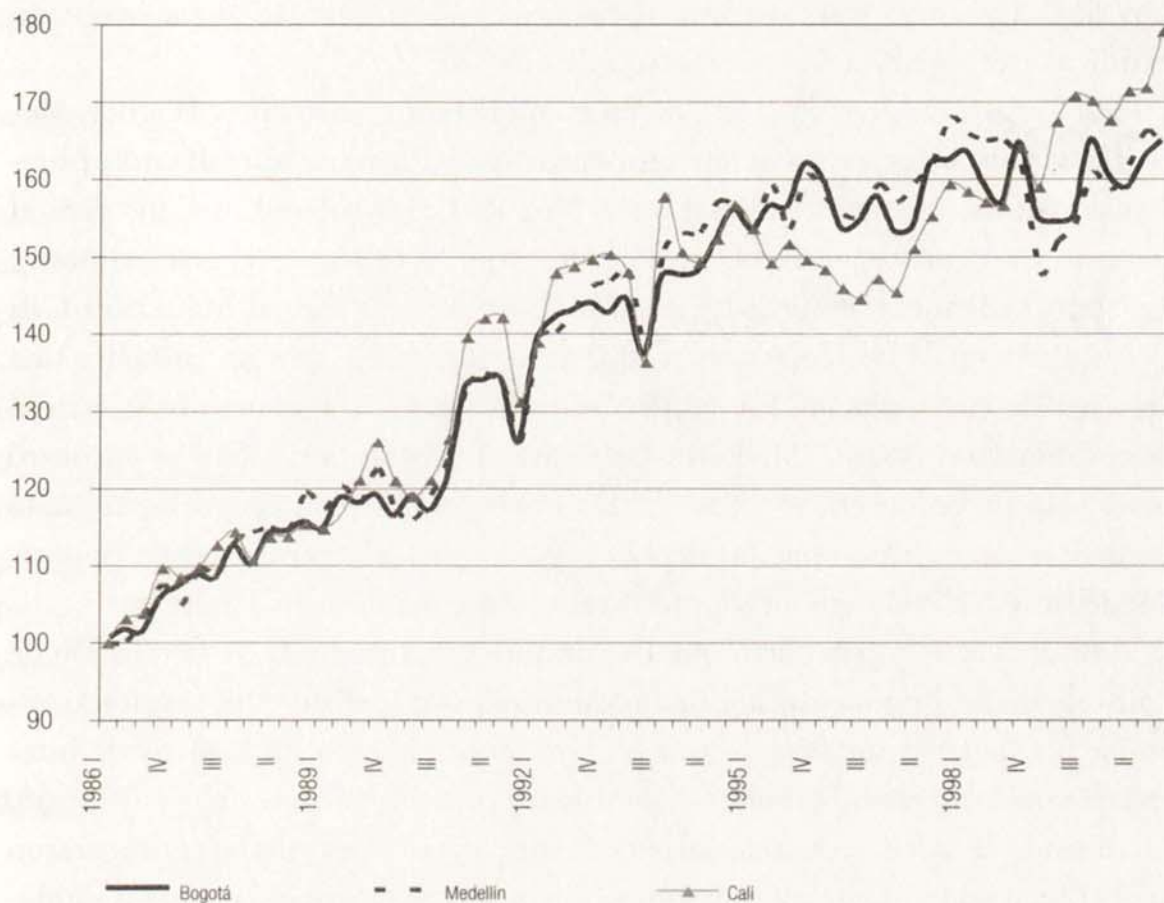
Para corroborar los resultados obtenidos se realizó un análisis de cointegración en grupos de tres y cuatro ciudades, usando las áreas metropolitanas que, de acuerdo con el análisis anterior, están cointegradas. En efecto, se estimaron modelos VEC para las combinaciones Bogotá-Medellín-Manizales, Bogotá-Medellín-Bucaramanga, 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.*<sup>16</sup>, 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

<sup>16</sup> 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.*<sup>17</sup>, 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.

<sup>17</sup> 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 Montenegro<sup>18</sup>, 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 Galvis<sup>19</sup>, quien muestra que el “Trapezio 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 “Trapezio 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

<sup>18</sup> 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.

<sup>19</sup> 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.

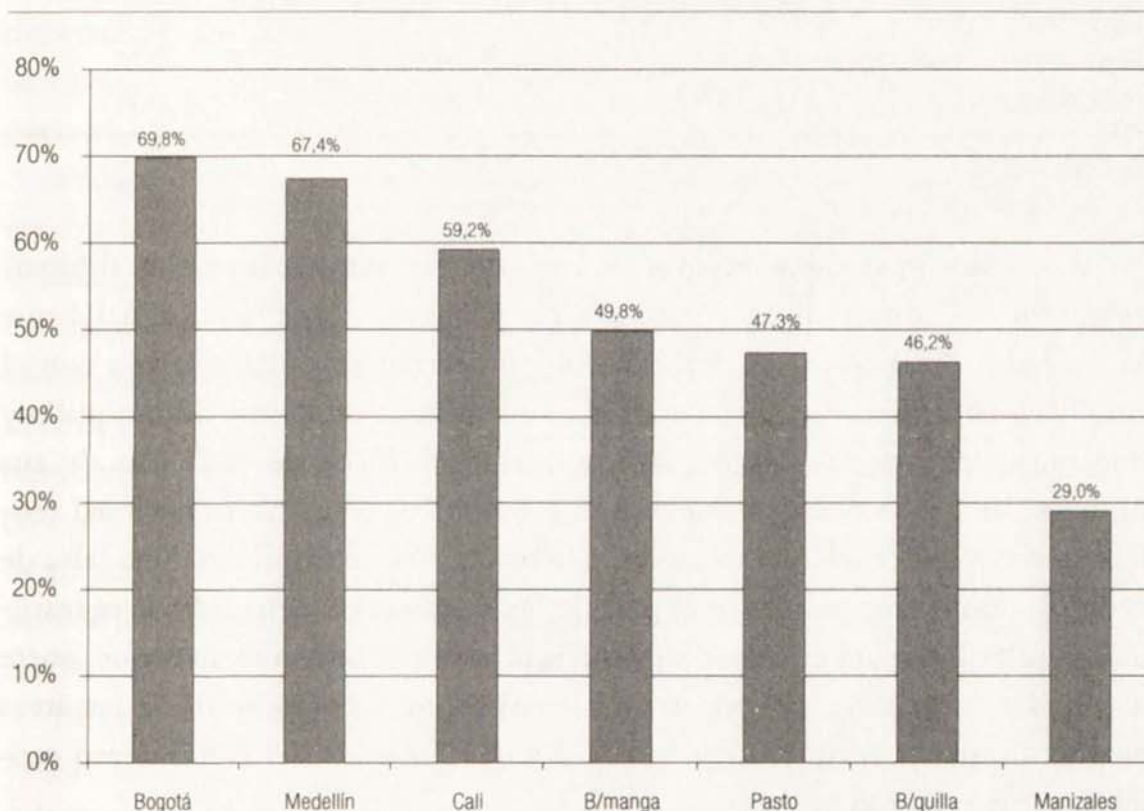
Como se observa en el cuadro 4, el área metropolitana que presenta la mayor relación con el ciclo de empleo nacional, tanto en el corto como en el largo plazo es Bogotá, lo cual significa que su ciclo económico muestra un alto grado de "comovimiento" con el ciclo nacional, y que este último tiene un 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
$\Delta$ barran	$\tau\tau$ : -7,033	-3,45	0,79	Estacionario	$\eta\tau$ : 0,0542	0,146	Estacionario	Estacionario
$\Delta$ bucara	$\tau\tau$ : -5,635	-3,8	0,63	Estacionario	$\eta\tau$ : 0,0663	0,146	Estacionario	Estacionario
$\Delta$ bogota	$\tau\tau$ : -6,874	-3,45	0,81	Estacionario	$\eta\tau$ : 0,0709	0,146	Estacionario	Estacionario
$\Delta$ maniz	$\tau$ : -0,957	-1,95	0,97	R. unitaria	$\eta\mu$ : 0,1913	0,463	Estacionario	Estacionario*
$\Delta$ medell	$\tau\tau$ : -10,232	-3,45	0,79	Estacionario	$\eta\tau$ : 0,0692	0,146	Estacionario	Estacionario
$\Delta$ cali	$\tau$ : -1,621	-1,95	0,99	R. unitaria	$\eta\mu$ : 0,1423	0,463	Estacionario	Estacionario*
$\Delta$ 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.<sup>1</sup> 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-

<sup>1</sup> 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.<sup>2</sup>
- 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.

---

<sup>2</sup> 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	Rezagos	Modelo	Traza (5%)*		Normalidad (5%)		Ljung-Box		Autocorrelación (5%)		Prueba LM(4)	
				Esta-dístico	Valor crítico	Chisq (1)	p-value	Chisq15	p-value	Chisq	p-value	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-Medellin	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-Medellin	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-Medellin	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-Medellin	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
Medellin-Cali	0	1 a 5											
Medellin-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%)		Ljung-Box		Autocorrelación (5%)		Prueba LM(4)	
				Esta-dístico	Valor crítico	Chisq (1)	p-value	Chisq15	p-value	Chisq	p-value	Chisq	p-value
Cali-Pasto	0	1	Cimean	12,79	19,96								
Bogotá-Medellin-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-Medellin-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
Medellin-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-Medellin-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
Medellin-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-Medellin-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
Siete áreas								
(B/quilla-B/manga-Bogotá-M/zales-Medellin-Cali-Pasto-Constante)	(36,83; 36,87; 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-Medellin								
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								
B/manga-Medellin	(21,40; 21,35)	5,99	(7,66; 0,0)	3,84	28,20	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-Medellin	(21,58; 21,58)	5,99	(4,54; 0,42)	3,84	6,25	3,84	(18,44; 18,18)	3,84
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-Medellin	(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)	
M/zales-Cali					3,84	3,84	
M/zales-Pasto					19,56	3,84	
Medellin-Cali							
Medellin-Pasto							
Cali-Pasto							
Bogotá-Medellin-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-Medellin-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	
Medellin-B/manga-M/zales					18,08	5,99	
Bogotá-Medellin-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
Medellin-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)					13,56	3,84	
Bogotá-Medellin-Cali (86-93)	(21,41; 21,42; 21,41)	5,99	(0,93; 7,81; 3,68)	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.