

DOCUMENTOS DE TRABAJO SOBRE ECONOMIA REGIONAL

**Los ciclos económicos regionales en
Colombia, 1986 - 2000**

**Por :
IGOR ESTEBAN ZUCCARDI HUERTAS**

No. 25

Enero, 2002

**CENTRO DE ESTUDIOS
ECONOMICOS REGIONALES**



**BANCO DE LA REPUBLICA
CARTAGENA DE INDIAS**

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

Los ciclos económicos regionales en Colombia, 1986 – 2000

IGOR ESTEBAN ZUCCARDI HUERTAS[♥]

Cartagena de Indias, enero de 2002

[♥] Economista del Centro de Estudios Económicos Regionales del Banco de la República, Cartagena. Email: izucarhu@banrep.gov.co. Para comentarios favor dirigirse al autor a los teléfonos (5)6601219, (5)6600808 ext. 152, Fax (5) 6600757.

El autor agradece las correcciones y comentarios de Adolfo Meisel Roca, Luis Armando Galvis y Juan David Barón.

Resumen

En el presente documento se analizan las relaciones entre el ciclo económico nacional y los ciclos económicos regionales, entre 1986 y 2000. Como medida de actividad económica se utilizaron las series de total de ocupados para las siete áreas metropolitanas. Primero, se encontró 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. Segundo, para analizar la relación de corto plazo entre el ciclo nacional y los ciclos de las regiones se construyó una medida de “fuerza de cohesión”: *LINK*. Se encontró que Bogotá, Medellín, Cali y Bucaramanga, en este orden, responden más a los choques que afectan a toda la nación frente a los que afectan a sus propias regiones, por lo cual tienen mayor relación con el ciclo nacional, mientras que Pasto, Barranquilla y Manizales dependen más de los choques que afectan a sus propias regiones.

Palabras clave: interrelación, ciclos regionales, cointegración multiecuacional, fuerza de cohesión *LINK*.

Clasificación JEL: C32,R00.

TABLA DE CONTENIDO

I. INTRODUCCIÓN	3
II. CARACTERÍSTICAS DEL CICLO ECONÓMICO COLOMBIANO Y SUS CIUDADES.....	5
III. REVISIÓN DE LITERATURA RELACIONADA	13
IV. METODOLOGÍA	18
A. BASE DE DATOS.....	23
B. PRUEBAS DE RAÍZ UNITARIA	24
C. PRUEBAS DE COINTEGRACIÓN	24
D. ESTIMACIÓN DE LA MEDIDA DE “FUERZA DE COHESIÓN” <i>LINK</i>	31
VI. CONCLUSIONES	36
VII. BIBLIOGRAFÍA.....	40
ANEXO 1	42
ANEXO 2	43
ANEXO 3	50

I. INTRODUCCIÓN

El estudio de los ciclos económicos en Colombia ha sido un área de investigación con relativo auge en los últimos años. La necesidad de determinar el tamaño y la periodicidad de los ciclos se fundamenta en la importancia de estos 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 estas muestran solamente el resultado de comportamientos individuales de los agentes, agrupados en sectores económicos y/o en regiones. En efecto, podrían existir comportamientos diferenciados en los niveles de actividad económica entre sectores productivos o entre áreas geo-económicas, de acuerdo con la composición de la 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 la región. Por otro lado, se pueden encontrar regiones cuya actividad económica es 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.

La identificación del grado de interrelación entre la actividad productiva regional con la nacional es de gran importancia para los planificadores de política pública. Ello permite determinar las regiones que lideran el crecimiento económico del país y las regiones que pueden presentar un retraso relativo en su expansión. También permite conocer los efectos diferenciados de las políticas macroeconómicas en las regiones, lo que ayuda al diseño de programas públicos más eficientes y que puedan 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 de actividad productiva nacional-regional. En consecuencia, el objetivo de este documento es hacer dicha identificación, con el fin de distinguir las regiones que presentan una alta coordinación con el ciclo nacional y aquellas que muestran baja o ninguna coordinación con este.

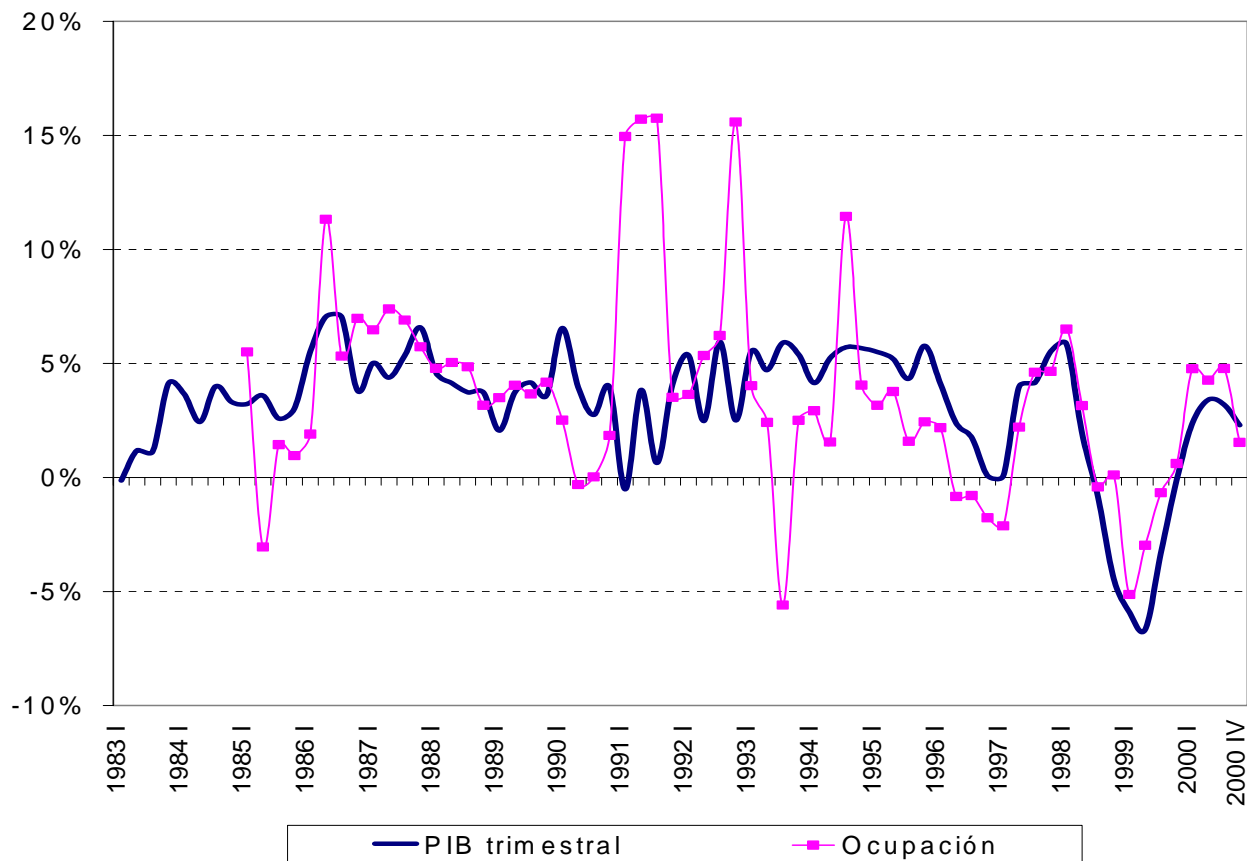
El documento se estructura de la siguiente manera: en la sección II se muestran algunas características de los ciclos económicos en Colombia y sus ciudades. En la sección III se presenta una revisión de la literatura sobre ciclos económicos regionales. La sección IV presenta el marco teórico utilizado. La sección V muestra los resultados de las estimaciones y la sección VI son las conclusiones.

II. CARACTERÍSTICAS DEL CICLO ECONÓMICO COLOMBIANO Y SUS CIUDADES

En 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 de 3,2%, y se presentaron cuatro momentos de crecimiento negativo: a comienzo de 1983, en 1991, en 1997 y en 1998-1999. Sin embargo, no fue un comportamiento homogéneo a lo largo de este período. Mientras que, entre 1983 y 1990 la producción agregada aumentó a un ritmo de 3,8% anual, entre 1991 y 2001 esta solo se incrementó en 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 entre un período de desaceleración económica y otro ha sido de 6 a 7 años, con excepción del período 1997-2000. En el primer período de expansión, entre 1983 y 1990, la economía creció a una tasa promedio de 3,8%. Entre 1991 y 1996 el crecimiento promedio fue de 4% mientras que entre 1997 y 2000 fue de 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 de 3,9%, mientras que para el período 1991 a 1996 fue de 4,7%. Finalmente, entre 1997 y 2000 el nivel de ocupación creció solamente 1,6% promedio anual.

**Gráfico 1: PIB trimestral vs. Nivel de ocupación
(Variación anual)**



Fuente: DANE- Cuentas Nacionales, Encuesta Nacional de Hogares

Sin embargo, al hacer un análisis más detallado del comportamiento del empleo en cada una de las siete áreas metropolitanas, se encuentran 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 con menor creación de puestos de trabajo. Por otro lado, entre 1991 y 1996, un mejor desempeño en la creación de empleo en Bucaramanga, Bogotá, Medellín y Pasto impulsó el crecimiento del número de ocupados en las áreas urbanas, mientras que en Manizales y Cali, el

empleo presentó un débil comportamiento frente al nacional. Finalmente, entre 1997 y 2000, debido al proceso de desaceleración económica que caracterizó dicho período, Bucaramanga, Bogotá y Medellín pasaron de ser ciudades líderes en la generación de empleo a rezagarse, en términos relativos, frente a Cali, Barranquilla y Pasto.

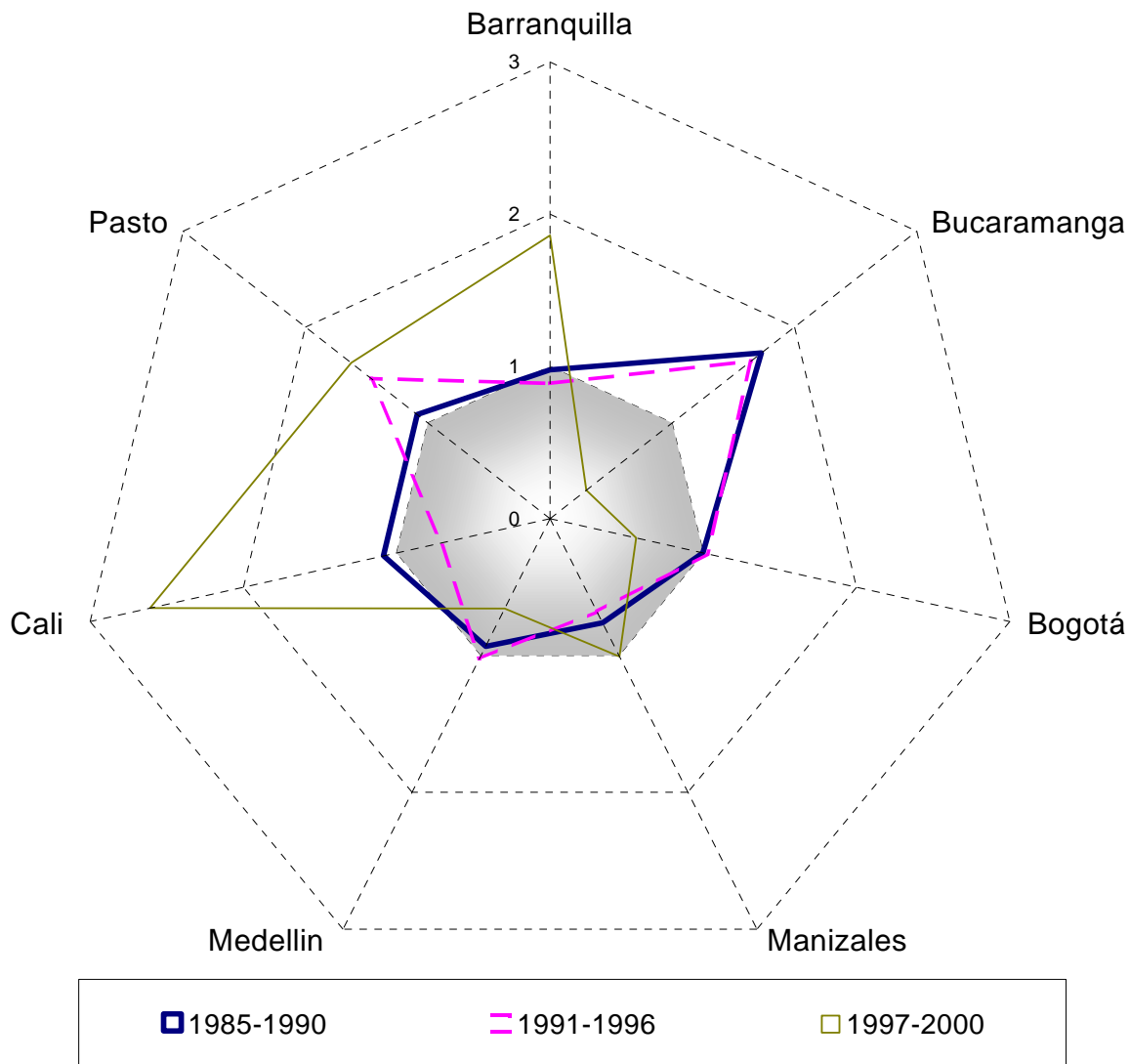
Cuadro 1: Crecimiento del nivel de ocupados por áreas metropolitanas (Tasa de crecimiento promedio anual)

	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 por debajo del crecimiento nacional, mientras que los puntos por fuera muestran las tasas de crecimiento regionales mayores al crecimiento nacional. Así, para 1985-1990, sólo Medellín y Manizales presentaron bajo crecimiento del empleo frente al nacional; Manizales y Cali tuvieron un bajo desempeño relativo en el período 1991-1996; y Bucaramanga, Bogotá y Medellín hicieron lo mismo entre 1997 y 2000.

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



Nota: Para la construcción del Gráfico 2, en cada período, se dividió la tasa de crecimiento promedio anual del empleo en 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.

Por otro lado, entre 1986 y 2000, los niveles de ocupados en las áreas metropolitanas mostraron diferentes grados de coordinación entre ellas. En efecto, como se observa en el Cuadro 2, las correlaciones contemporáneas entre pares de ciudades son positivas en todos los casos, pero varían entre 0,87 (correlación entre Medellín y Bucaramanga), y 0,34 (correlación entre Cali y Manizales)¹. Adicionalmente, los niveles de empleo de las ciudades muestran diferentes grados de coordinación con el agregado nacional urbano, destacándose la alta correlación del empleo de Bogotá (0,933) y la baja correlación de Manizales (0,654).

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	7 áreas
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. Cálculos del autor.

Estos resultados muestran que no existe un ciclo económico nacional uniforme, ya que no hay una perfecta coordinación entre los ciclos regionales. Por el contrario, es posible observar comportamientos diferenciados del crecimiento del empleo entre las regiones, y de estas con el del empleo nacional. Este comportamiento

¹ Se encontró que, entre 21 correlaciones contemporáneas existentes, solamente ocho están por encima de 0,6, mientras que siete están entre 0,6 y 0,5, y seis entre 0,5 y 0,3.

diferenciado puede ser consecuencia de la heterogeneidad en la estructura industrial de las regiones, de los diferentes grados de integración de sus mercados de insumos - capital y trabajo -, y/o del tamaño e integración de los mercados de bienes hacia donde dirigen su producción.

De acuerdo con Sill (1997)², en el largo plazo, si una economía está bien integrada, las tasas de crecimiento del empleo regional podrían eventualmente converger en la fase de retornos decrecientes de los factores de producción, si las tasas de crecimiento de la productividad son similares. Sin embargo, en el corto plazo, las dinámicas del empleo entre regiones podrían ser distintas si estas presentan diferencias significativas en sus características económicas, en especial, en la composición industrial. Cada industria puede responder de manera diferente a un mismo choque económico y, si la distribución del empleo entre industrias en cada región difiere de manera significativa, esto se reflejaría en diversas reacciones del empleo regional y, por lo tanto, diferencias en el ciclo entre regiones.

El Cuadro 3 muestra la participación de los sectores económicos en el empleo de cada una de las siete áreas metropolitanas. Se observa que los sectores que presentan la mayor participación en el empleo nacional son aquellos que muestran una participación más variable entre las ciudades. Por ejemplo, la industria manufacturera, que representa el 22,6% del empleo en las áreas urbanas, explica

² Keith Sill, “*Regional Employment Dynamics*”, Working Paper No. 97-28, Federal Reserve of Philadelphia, December, 1997.

el 16,2% del nivel de ocupación en Pasto, mientras que en Medellín es el 28%. El sector de servicios sociales y comunales, que da razón del 29% del empleo urbano, varía entre 26,1% en Medellín y 36% en Pasto. El sector comercial, que explica el 25,5% del empleo total en las áreas urbanas, se encuentra en el rango entre 24,1%, en Medellín, y 30,6%, en Barranquilla. Los otros sectores muestran una variabilidad menor y solamente representan el 23% del empleo en las siete áreas metropolitanas, pero se destacan 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%).

En consecuencia, reconociendo 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. Esta medida permite reconocer las ciudades que más se afectan con las fluctuaciones nacionales y las ciudades que dependen más de los choques de su propia región.

**Cuadro 3: Participación de los sectores en el 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. Cálculos del autor.

La importancia de reconocer el grado de comovimiento entre el ciclo nacional y los ciclos regionales se fundamenta en que las reacciones diferenciales de las regiones pueden tener consecuencias en los ajustes de los mercados de factores, en la producción y en la redistribución regional del ingreso. Así, los planificadores de políticas públicas pueden diseñar programas más eficientes en la solución de disparidades en el desarrollo económico de las regiones.

III. REVISIÓN DE LITERATURA RELACIONADA

La literatura acerca de los ciclos regionales puede dividirse en dos variantes. La primera, busca estimar la interrelación existente entre la dinámica nacional y los ciclos económicos regionales. La segunda, hace una estimación directa de los

ciclos económicos regionales, teniendo en cuenta las características comunes en tendencia y ciclo entre regiones.

Usando el primero de los enfoques mencionados, Sherwood-Call (1988), hizo un análisis de 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 el que relacionó el ingreso personal nacional disponible y el ingreso personal regional disponible, suponiendo que no existe un efecto de causalidad de la variable regional sobre el nacional en ningún momento del tiempo. Posteriormente, construyó una “medida de cohesión”, que consiste en 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, la participación del empleo del sector agrícola, petróleo, manufacturas y bienes durables en el empleo total de la región. Encontró que las economías regionales más grandes y con mayor relación con el ciclo nacional presentan mayor dinamismo en su estructura económica, dependen menos de la agricultura y del petróleo, y más del sector manufacturero. Finalmente, encontró que las economías regionales más grandes tienden a estar más relacionadas con la economía nacional.

McCarthy y Steindel (1997), 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 en 1989-1991. 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 la que se incluían la variable nacional y la variable regional, bajo el supuesto que sólo los choques nacionales pueden afectar contemporáneamente la variable regional, pero no viceversa. En el caso del empleo, encontraron que los choques propios de la región explican el 60% de la varianza de pronóstico del crecimiento del empleo regional, y que estos jugaron el papel principal en el comienzo de la recesión, mientras que los nacionales tienen que ver con la prolongación del mismo. Finalmente, encontraron que la economía de la ciudad de Nueva York estaba más relacionada con la economía nacional en los noventas que en los setentas.

Por otro lado, en el segundo tipo de enfoque Carlino y Sill (1997) hicieron un análisis para determinar las regiones de Estados Unidos que presentan comportamientos similares y las regiones que tienen un ciclo diferente. Para ello utilizaron la delimitación regional realizada por la NBER³, y el ingreso personal disponible per cápita como variable de actividad económica. Encontraron que las regiones están cointegradas, por lo que la trayectoria de los ingresos regionales per cápita tienden a estar muy cercanos, en el largo plazo. Sin embargo, en el corto plazo dichas trayectorias divergen. Al hacer un análisis interregional, se

³ 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.

encontró una alta correlación entre cuatro de las siete regiones identificadas, menor correlación de dos regiones, y una correlación contraria de una región (comportamiento de espejo). Para esta última región, se explica este comportamiento por los precios del petróleo: la región del Southwest (Texas, Arizona, Nuevo México y Oklahoma) es productora neta de petróleo, mientras que el resto de Estados Unidos es consumidor neto del mismo. Por ello, cambios en el precio del petróleo tendrán efectos contrarios en las regiones.

Sill (1997) realizó una investigación sobre los comovimientos de la actividad económica entre regiones, a través de las dinámicas del empleo regional en Estados Unidos. No encontró evidencia de cointegración entre los niveles de ocupados entre pares de regiones, pero sí al estimarse conjuntamente. Así, encontró evidencia de un sistema complejo de tendencias estocásticas comunes, que no pueden ser canceladas, únicamente en una combinación lineal entre dos regiones. También encontró que todas las regiones comparten un factor común, pero que no las afecta al mismo tiempo: las regiones presentan el mismo comportamiento después de un choque, pero esta reacción se da después de tres meses. Finalmente, demostró que las regiones que lideran el ciclo económico en Estados Unidos tienen mayor participación de los sectores de manufacturas, servicios y gobierno en el empleo regional.

Carlino y Sill (1998), utilizaron series de ingreso personal disponible per-cápita de las regiones económicas definidas por la NBER, para estimar los ciclos y la tendencia coincidentes y divergentes de las regiones. Se encontró evidencia para

aceptar la existencia de dos vectores de cointegración entre las siete regiones económicas de Estados Unidos. Además, se separaron la tendencia y el ciclo de las series regionales y se encontró que cuatro regiones presentaban alta correlación en su ciclo, dos regiones mostraban baja correlación con el ciclo nacional y una región divergía en su ciclo con el nacional. Posteriormente, a través de la descomposición de varianza de un VAR de dos variables (con los componentes de tendencia y ciclo) se encontró que el elemento de tendencia (común en todas las series y 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 se incluyeron los precios del petróleo, el índice Boschen-Mills (1995) de política monetaria, la proporción del ingreso regional explicado por la industria manufacturera y el gasto militar como proporción del ingreso regional, como variables explicativas. Se encontró que la política monetaria tiene un componente de suavización del ciclo, que la mezcla industrial no es importante y que el gasto militar solo es importante en algunas regiones.

También, Carlino y Sill (2000) 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 presentan movimientos comunes, excepto la región del Far West (California, Nevada, Oregon y Washington). Se encontró que las diferencias en la estructura industrial explican

muy poco las diferencias del ciclo en las regiones, pero si explica las diferencias en el crecimiento de la tendencia de las regiones frente a la nación.

Este 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 cuantificó los efectos de los choques nacionales en las áreas urbanas a través de la medida de “fuerza de cohesión”, *LINK*, utilizada por Sherwood-Call (1988). Esto permitió distinguir 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 mantienen un comportamiento de largo plazo estable y aquellas que muestran un comportamiento divergente frente al nacional.

IV. METODOLOGÍA

Con el fin de analizar las interrelaciones existentes entre el ciclo nacional y los regionales, fue necesario construir una medida de “fuerza de cohesión” entre ellas. Dicha medida, denominada por Sherwood-Call (1988) 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. Es usada para determinar las áreas metropolitanas que están fuertemente relacionadas con el ciclo nacional y las ciudades que están débilmente relacionadas con éste. 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:

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

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

con

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

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

donde $\Delta E_{Nal-j,t-i}$ 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 período t depende de su propio crecimiento hasta $t-p$ períodos en el pasado, del crecimiento del empleo en la ciudad j $t-q$ períodos atrás, y de choques estocásticos nacionales que afectan el mercado de trabajo, en

el período t . Por otro lado, la ecuación (1b) considera que el comportamiento del empleo en la ciudad j en el momento t , está explicado por el crecimiento del empleo nacional desde el período t hasta $t-p$, por su comportamiento pasado hasta $t-q$ períodos atrás y por choques que afectan a la región en el período t . Como se observa, el crecimiento del empleo en la ciudad j depende del empleo nacional de forma contemporánea mientras que no sucede lo contrario. Esto se debe a que los choques que afectan simultáneamente el empleo en todas las ciudades, puede 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 en la nación, pero sus efectos se pueden esparcir a las demás ciudades con algún rezago.

Al remplazar la ecuación (1 a) en (1 b) 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 período t del empleo en la ciudad j es explicado por el crecimiento pasado del empleo en la nación, del desempeño de la misma variable en el pasado, y de 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 es determinado por el coeficiente de relación entre la ciudad j y el resto de ciudades (β_{02}). Finalmente, el sistema (1 a) y (1 b) 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 es explicado 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

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

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

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

En consecuencia, a través de un modelo VAR(p)⁴ de dos variables, es posible estimar las relaciones existentes entre el ciclo nacional y los ciclos de las áreas metropolitanas.

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

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

⁴ 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

donde

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

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 períodos 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 período 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 período 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:

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

este caso particular, no existe una relación subyacente, determinada por la teoría económica, entre el ciclo nacional y los ciclos regionales.

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. Esta 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, y la interrelación entre el ciclo nacional y el ciclo de la ciudad j está dado por:

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

el cual 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 siete modelos VAR de dos variables, uno por cada área metropolitana: Barranquilla, Bucaramanga, Bogotá, Manizales, Medellín, Cali y Pasto. En cada uno de ellos, se incluyó la tasa de crecimiento trimestral del total de ocupados de las áreas metropolitanas, sin incluir la ciudad j y 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 es la Encuesta Nacional de Hogares, realizada por el DANE. La muestra abarcó el período comprendido entre el primer trimestre de 1986 y el cuarto trimestre de 2000 (muestra de 60 datos).

b. Pruebas de raíz unitaria

Dado que para la estimación de los modelos VAR es necesario que las variables a relacionar sean estacionarias, se realizaron las pruebas de Dickey-Fuller aumentada y de KPSS, para las series en logaritmos y en primeras diferencias.

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

Los resultados se encuentran en el Anexo 1. Se encontró que las series en niveles presentan raíz unitaria, pero en diferencias son estacionarias. En consecuencia, las series de ocupados de las áreas metropolitanas son $I(1)$.

c. Pruebas de cointegración

Después de realizar las pruebas de raíz unitaria, se procedió a practicar un análisis de cointegración, el cual 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, ellas tenderán a moverse juntas en el tiempo. Sin embargo, en el corto plazo, podrían responder de distintas maneras a un mismo choque, pero dichas reacciones diferentes se diluyen en el tiempo y el sistema tiende por sí mismo a regresar al equilibrio. Cuando las variables presentan la dinámica descrita se dice que están cointegradas.

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 pero no en el vector de cointegración, y iii) el modelo 4 o “cidrift”, en el cual se especifica la existencia de una tendencia lineal en el vector de cointegración, mientras que no se considera la existencia de dicha tendencia en las variables en diferencias. En el anexo 2 se especifica la metodología de estimación y los resultados de las pruebas.

Primero, con el fin analizar la existencia de una o varias relaciones de equilibrio entre los niveles de ocupados en todas las ciudades, asociado 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 existencia 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 cointegración⁵. En consecuencia, las siete áreas metropolitanas en su conjunto no comparten ninguna tendencia estocástica común, lo que significa que en el largo plazo los

⁵ 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, se encontró nuevamente un problema de autocorrelación de los errores y de exclusión de Bogotá y Cali en los vectores de cointegración.

niveles de empleo en todas las ciudades no convergen a una relación de equilibrio.

No obstante, a pesar de no encontrarse una relación de equilibrio con todas las áreas metropolitanas, es posible que algunos grupos de ciudades presenten relaciones de equilibrio de largo plazo. Así, se realizaron pruebas de cointegración para 21 parejas de ciudades, con del fin hallar aquellas combinaciones que presentan una relación estable de largo plazo. Se encontró que las parejas Bogotá-Medellin, Bogotá-Bucaramanga, Bogotá-Manizales, Medellín-Bucaramanga y Medellín-Manizales presentan, cada una, un vector de cointegración, mientras que las ciudades de Barranquilla, Cali y Pasto no están cointegradas⁶.

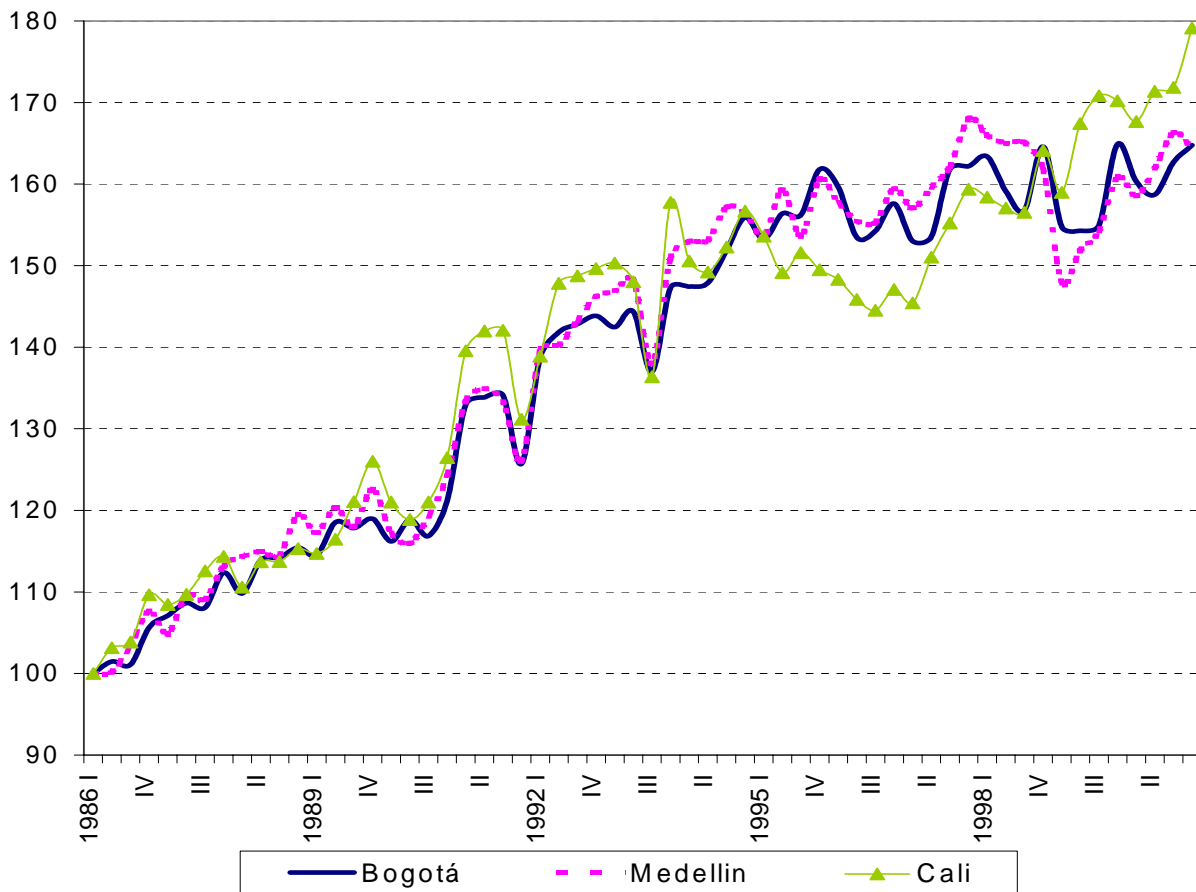
Para corroborar los resultados obtenidos, se realizó un análisis de cointegración en grupos de tres y cuatro ciudades, usando las áreas metropolitanas que están cointegradas, de acuerdo con el análisis anterior. En efecto, se estimaron modelos VEC para las combinaciones Bogotá-Medellin-Manizales, Bogotá-Medellin-Bucaramanga, Bogotá-Bucaramanga-Manizales, Medellín-Bucaramanga-Manizales y Bogotá-Medellin-Manizales-Bucaramanga. Se encontró evidencia para aceptar la existencia de una relación de largo plazo en las combinaciones de tres ciudades que no incluían al mismo tiempo a Manizales y a Bucaramanga.

⁶ 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 ambas 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.

También, se halló evidencia de la existencia de tres vectores de cointegración en la combinación de cuatro ciudades. En consecuencia, los resultados indican que existe una relación de largo plazo del empleo en las ciudades que conforman el trapecio Bogotá, Bucaramanga, Medellín y Manizales, mientras que las ciudades de Cali, Barranquilla y Pasto no están incluidas en dicha relación.

A pesar que la producción del área metropolitana de Cali (Cali-Yumbo) representa el 13,5% del PIB nacional, y que es 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 comparables los niveles de empleo, 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 el período, estas ciudades crecieron relativamente a la misma tasa (5,1%, 5,8% y 5%, respectivamente). Sin embargo, desde 1994 la dinámica del empleo en Cali cambió y comenzó a crecer a tasas menores frente a Bogotá y Medellín. Entre 1994 y 1996 la tasa de crecimiento promedio de Cali fue -0,3% mientras que las de Bogotá y Medellín fueron 3,1% y 2,5%, respectivamente. Posteriormente, entre 1997 y 2000, el ritmo de crecimiento del empleo en Cali se aceleró (4,2%) frente a Bogotá y Medellín (0,9% y 1,1%).

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



Fuente: DANE- Encuesta Nacional de Hogares. Cálculos del autor.

De acuerdo con Guzmán et.al. (2001)⁷, este comportamiento del empleo en Cali es resultado de una combinación de choques nacionales y regionales que afectaron el sistema productivo de esta región. El proceso de desaceleración económica en 1996 se dio con anterioridad en Cali, debido a que la persecución a los capos del narcotráfico y la destrucción parcial de sus conexiones políticas y económicas desde 1994 generó una reducción en la inversión privada. Esta caída

⁷ Alvaro Guzmán, Jaime Escobar, Jorge Hernandez y Carlos Ortíz, “Coyuntura socio-económica regional”, en Cidse, Universidad del Valle, Anuario de investigaciones 2001, octubre, 2001.

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 que estancó la generación de empleo.

Para probar la existencia 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 período 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 solamente la pareja Bucaramanga-Cali no presenta una relación de cointegración. Finalmente, se estimó la combinación Bogotá-Medellín-Cali para el mismo período, y se encontró evidencia de cointegración entre estas ciudades. En consecuencia, se halló evidencia de la existencia de una relación de largo plazo del empleo entre Bogotá, Medellín y Cali, pero dicha relación se fracturó en 1994.

Por otro lado, se encontró que Barranquilla está excluido de la relación de cointegración Bogotá-Bucaramanga-Manizales-Medellín. Un resultado similar fue hallado por Jaramillo et. al. (2000) quienes hicieron un análisis de integración del mercado laboral colombiano para el período 1945-1998. 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 se encuentra integrada, a nivel urbano y rural, solamente con los departamentos de la Costa Caribe. La desintegración de Barranquilla con el interior podría tal vez 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, este es un tema que requiere ser analizado en mayor profundidad.

Finalmente, se encontró que Pasto también se encuentra por fuera de la relación de cointegración Bogotá-Bucaramanga-Manizales-Medellín. De acuerdo con Montenegro (1988), la actividad económica pastusa estaba influenciada por los movimientos de la tasa de cambio real peso-sucre, que afectaba los flujos comerciales de los dos países. En especial, Montenegro muestra que este comportamiento se observa 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 un análisis más profundo, por lo cual se plantea como tema para futuras investigaciones.

En conclusión, se encontró evidencia que indica 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. Este resultado concuerda con Galvis (2001)⁸, quien muestra que en el “Trapezio Andino” (Bogotá, Medellín, Cali y Bucaramanga) se 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 significativa interacción en los 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 estimaron siete sistemas VAR de dos variables, un sistema por cada área metropolitana. En cada sistema VAR se incluyeron la primera diferencia del logaritmo natural de la serie de empleo para las siete áreas metropolitanas, sin tener en cuenta la ciudad a relacionar, y la primera diferencia del logaritmo natural de total de ocupados para el 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 y la primera diferencia del logaritmo natural del nivel de ocupados de Bogotá.

⁸ Luis Armando Galvis, “La topografía económica de Colombia”. Documentos de trabajo sobre economía regional. No.22, octubre 2001.

En la elección del número de rezagos de cada VAR se tuvo en cuenta los criterios de Akaike, Schwartz y Hanna-Quinn. Para la estimación, se escogió el 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 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 1 hasta 25 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. 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

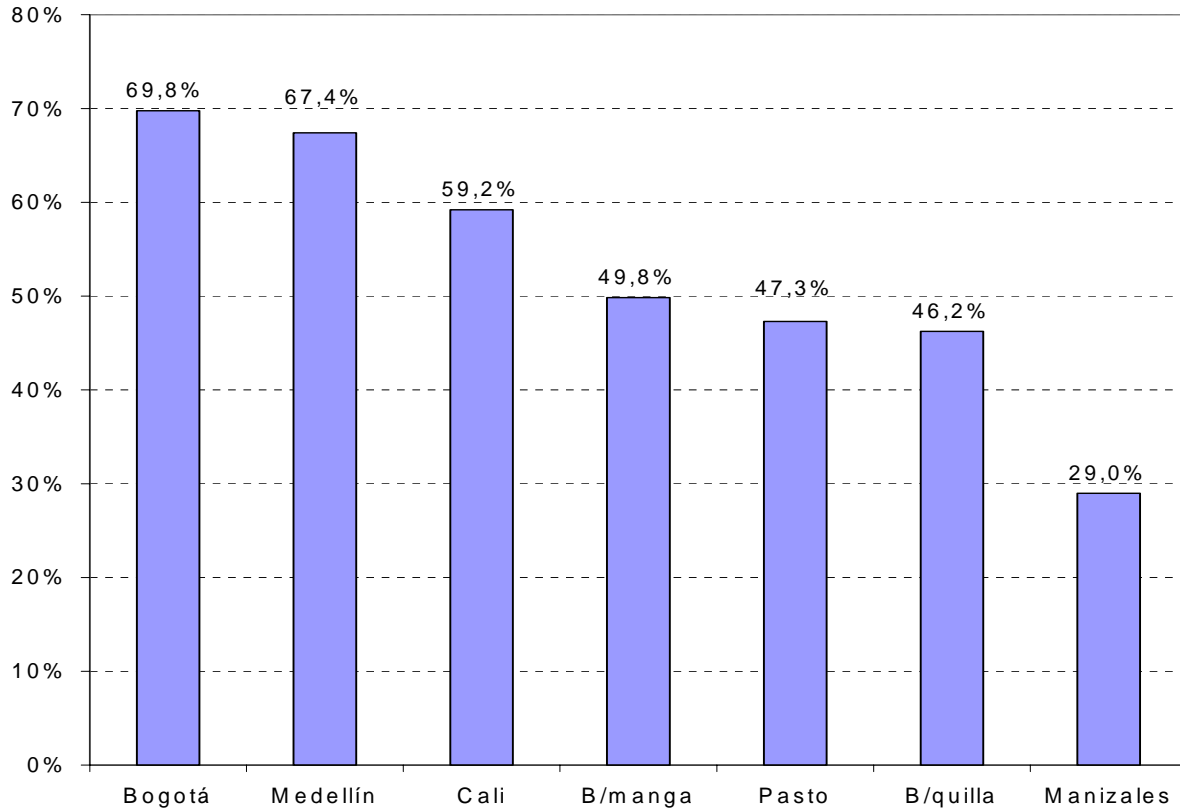
Fuente: Cálculos del autor.

Como se observa en el Cuadro 4, Bogotá es el área metropolitana que presenta la mayor relación con el ciclo de empleo nacional, tanto en el corto como en el largo plazo. Esto significa que el ciclo económico de Bogotá 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, Medellín y Cali son las ciudades que, en segundo y en tercer lugar, responden más a los choques nacionales, mientras que Bucaramanga y Medellín ocupan estos lugares en el corto plazo. 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 se encuentra más relacionada con el ciclo nacional de lo esperado.

Finalmente, las ciudades que muestran menor “comovimiento” con el comportamiento del empleo nacional, en el largo plazo, son Pasto, Barranquilla y Manizales. Por un lado, este resultado confirma la menor integración de Pasto y Barranquilla con el ciclo nacional y la mayor importancia relativa de los choques sobre las regiones en la explicación de la varianza del empleo de estas ciudades. Por otro lado, la posición de Manizales refleja que el empleo de esta ciudad responde más a choques que afectan a su economía (economía cafetera) que a los choques que afectan a toda la nación al mismo tiempo.

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 solo explican el 30,2%. En contraste, en Barranquilla los choques regionales explican el 53,8% y los nacionales solo 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.

Aunque 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, pero 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 a cada una de sus regiones. En consecuencia, los choques económicos con ámbito nacional tendrían efectos diferenciados en las áreas urbanas, lo que implicaría que las políticas de demanda no tienen efectos homogéneos en todo el país. 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 con 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 otros, de la heterogeneidad en la estructura industrial entre las regiones, de los distintos grados de integración de sus mercados de insumos y/o del tamaño e integración de los mercados de bienes hacia donde 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 son más afectadas con las fluctuaciones de la producción del país frente a las que dependen más de los choques locales. Como medida de actividad económica se utilizaron las series de

total de ocupados por áreas metropolitanas para el período 1986-2000, 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 a 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 las ciudades de Cali, Barranquilla y Pasto no están incluidas en dicha relación.

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 1998-1999, la persecución a los capos del narcotráfico, la crisis de las finanzas regionales, entre otros, explican el quiebre 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 período 1986-1993, y se halló evidencia de la existencia de cointegración entre estas regiones. Por otro lado, la exclusión de Barranquilla de la relación de cointegración Bogotá-Bucaramanga-Manizales-Medellín puede ser resultado del hecho que 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 un análisis más profundo, por lo cual se plantea como tema para futuras investigaciones.

En conclusión, se encontró evidencia que indica 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 es la ciudad que 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 con los resultados encontrados podemos afirmar que existe evidencia para reconocer 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.

VII. BIBLIOGRAFÍA

BOSCHEN, John y MILLS, Leonard, “*The Relation Between Narrative and Money Markets Indicators of Monetary Policy*”, Economic Inquiry, 33, 1995.

CARLINO, Gerald y SILL, Keith, “*Regional Economies: Separating Trends from Cycles*”. Business Review. Federal Reserve Bank of Philadelphia, May/June, 1997.

CARLINO, Gerald y SILL, Keith, “*The Cyclical Behavior of Regional per capita Incomes in the Postwar Period*”. Working Paper. Federal Reserve Bank of Philadelphia, June, 1998.

CARLINO, Gerald y SILL, Keith, “*Regional Income Fluctuations: Common Trends and Common Cycles*”, Working Paper. No 00-8. Federal Reserve Bank of Philadelphia, August, 2000.

GALVIS, Luis Armando, “*La topografía económica de Colombia*”. Documentos de trabajo sobre economía regional. No.22, octubre 2001.

GUZMÁN, Alvaro, ESCOBAR, Jaime, HERNANDEZ, Jorge, ORTIZ, Carlos, “*Coyuntura socio-económica regional*”, en Cidse, Universidad del Valle, Anuario de investigaciones 2001, octubre, 2001.

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

JARAMILLO, Carlos Felipe, ROMERO, Carmen Astrid y NUPIA, Oskar, “*Integración en el mercado Laboral Colombiano: 1945-1998*” Borradores de Economía No.148, Mayo, 2000.

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

JUDGE, G., GRIFFITHS, W., HILL, R.C., LÜTKEPOHL, H. y LEE, T., Introduction to the Theory and Practice of Econometrics. Segunda edición. Wiley. 1988.

McCARTHY, James y STEINDEL, Charles, “*National and Regional Factors in the New York Metropolitan Economy*”, FRBNY Economic Policy Review, February, 1997.

MEISEL Roca, Adolfo, “*¿Por qué perdió la Costa Caribe el Siglo XX?*”, en Calvo, Haroldo y Meisel, Adolfo, editores, El Rezago de la Costa Caribe Colombiana, 1999.

MONTENEGRO, Armando, “*Una nota sobre las relaciones económicas entre Ecuador y Colombia*” Ensayos sobre política económica. No.14, Diciembre,1988.

OSTERWALD-LENUM, M, “*A note with quantiles of the asymptotic distribution of the ML cointegration rank test statistics*”,Oxford Bulletin of Economics and Statistics. 54,1992.

RESTREPO, Jorge Enrique y REYES, José Daniel, “ *Los ciclos económicos en Colombia. Evidencia Empírica (1977-1998)* “, Archivos de Macroeconomía, No.131, Enero 2000.

SHERWOOD-CALL, Caroline, “*Exploring the Relationships between National and Regional Economic Fluctuations*” ,Economic Review, Summer,1988.

SILL, Keith, “*Regional Employment Dynamics*”, Working Paper No.97-28, Federal Reserve of Philadelphia, December, 1997.

ANEXO 1: Pruebas de Raíz Unitaria. Nivel de ocupados 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	α_v ; -1,302	-2,89	0,83	R. unitaria	$t_{v\alpha}$; 0,8284	0,463	R.unitaria	R.unitaria
Lbucara	α_v ; -2,150	-2,93	0,96	R. unitaria	$t_{v\alpha}$; 0,7869	0,463	R.unitaria	R.unitaria
Lbogota	α_v ; -1,740	-2,89	0,27	R. unitaria	$t_{v\alpha}$; 0,8166	0,463	R.unitaria	R.unitaria
Lmaniza	α_v ; -1,524	-2,93	0,98	R. unitaria	$t_{v\alpha}$; 0,8107	0,463	R.unitaria	R.unitaria
Lmedell	α_v ; -1,978	-2,89	0,85	R. unitaria	$t_{v\alpha}$; 0,8097	0,463	R.unitaria	R.unitaria
Lcali	α_v ; -0,637	-2,93	0,99	R. unitaria	$t_{v\alpha}$; 0,8127	0,463	R.unitaria	R.unitaria
Lpasto	α_v ; -1,746	-2,93	0,88	R.unitaria	$t_{v\alpha}$; 0,8429	0,463	R.unitaria	R.unitaria
Elbarran	α_b ; -7,033	-3,45	0,79	Estacionario	$t_{v\alpha}$; 0,0542	0,146	Estacionario	Estacionario
Elbucara	α_b ; -5,635	-3,8	0,63	Estacionario	$t_{v\alpha}$; 0,0663	0,146	Estacionario	Estacionario
Elbogota	α_b ; -6,874	-3,45	0,81	Estacionario	$t_{v\alpha}$; 0,0709	0,146	Estacionario	Estacionario
Elmaniz	α_r ; -0,957	-1,95	0,97	R. unitaria	$t_{v\alpha}$; 0,1913	0,463	Estacionario	Estacionario*
Elmedell	α_b ; -10,232	-3,45	0,79	Estacionario	$t_{v\alpha}$; 0,0692	0,146	Estacionario	Estacionario
Elcali	α_r ; -1,621	-1,95	0,99	R. unitaria	$t_{v\alpha}$; 0,1423	0,463	Estacionario	Estacionario*
Elpasto	α_b ; -5,495	-3,8	0,84	Estacionario	$t_{v\alpha}$; 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 lo siguiente: para Manizales 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.

ANEXO 2: Resultados de las pruebas de Cointegración de Johansen (1988)

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

Se realizaron 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 (60 observaciones).

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 cinco rezagos. El modelo y el número de vectores de

cointegración a estimar se eligieron utilizando el criterio de Pantula¹. Para corroborar el resultado obtenido se estimó la prueba del máximo valor propio para el modelo escogido.

- ii) Después de elegir el modelo, se hicieron pruebas de exclusión a los elementos determinísticos del sistema, con el fin de asegurar si se ha encontrado el modelo correcto. En caso de aceptar la hipótesis nula de exclusión de los elementos determinísticos, se estimaron otros modelos con el mismo número de vectores de cointegración.
- iii) Una vez escogido el modelo con variables determinísticas correctas, se evaluaron las propiedades estadísticas del modelo. Se realizaron las pruebas de normalidad multivariada y de autocorrelación de los residuales del sistema VEC. En el caso de encontrarse problemas de no normalidad y/o autocorrelación, se rechazó la existencia de vectores de cointegración con condiciones óptimas².
- 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, si se encontraba evidencia para aceptar

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

² 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

la exclusión de alguna variable del sistema y/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. En el caso de hallarse 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.

**Cuadro A2: Resultados Pruebas de cointegración de Johansen (1988)
(Pruebas de la traza, normalidad y autocorrelación)**

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

* 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).

**Cuadro A2: Resultados Pruebas de cointegración de Johansen (1988)
(Pruebas de la traza, normalidad y autocorrelación) Continuación**

Áreas metropolitanas	No. vectores	Rezago	Modelo	Traza (5%)		Normalidad(5%)		Autocorrelación (5%)					
				Estad	Valor Crítico	Chisq (1)	p-value	Ljung-Box		Prueba LM(1)		Prueba LM(4)	
								Chisq15	p-value	Chisq	p-value	Chisq	p-value
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 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
M/zales-Cali					3,84	3,84		
M/zales-Pasto					19,56	3,84		
Medellín-Cali								
Medellín-Pasto								

**Cuadro A3: Resultados Pruebas de cointegración de Johansen (1988)
(Pruebas de estacionariedad, exogeneidad débil y exclusión) Continuación**

Áreas metropolitanas	Estacionariedad		Exogeneidad débil		Exclusión			
	Estad	Chisq (5)	Estad.	Chisq (5)	Elementos determinísticos		Variables	
					Estad	Chisq (5)	Estad.	Chisq (5)
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 estimaron siete sistemas VAR de dos variables, un sistema por cada área metropolitana. En cada sistema VAR se incluyeron la primera diferencia del logaritmo natural de la serie de empleo para las siete áreas metropolitanas, sin tener en cuenta la ciudad a relacionar, y la primera diferencia del logaritmo natural de total de ocupados para el 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 y 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 autocorrelación se muestran en esta sección.

Cuadro A4: Pruebas de Portmanteau ajustado y 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.

INDICE "DOCUMENTOS DE TRABAJO SOBRE ECONOMIA REGIONAL"

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