



ADOLFO MEISEL ROCA
(EDITOR)

Regiones, ciudades y crecimiento económico en Colombia



Colección de Economía Regional
Banco de la República

330986
R34

II-27-02 Yir

663267

Regiones, ciudades
y crecimiento económico
en Colombia



Colección de Economía Regional
Banco de la República

AH68829

ADOLFO MEISEL ROCA
(EDITOR)

Regiones, ciudades y crecimiento económico en Colombia



Colección de Economía Regional
Banco de la República

Regiones, ciudades y crecimiento económico
en Colombia / editor Adolfo Meisel Roca. –
Cartagena : Banco de la República, 2001.
218 p. : il., mapas (Colección de economía
regional Banco de la República)
Incluye bibliografía.

1. Crecimiento económico - Colombia –
Siglo XX 2. Colombia – Política económica –
Siglo XX 3. Desarrollo regional – Colombia –
Siglo XX I. Meisel Roca, Adolfo, editor II.
Tit.
338.986

CEP - Banco de la República - Biblioteca Luis
Ángel Arango

Primera edición

Banco de la República
Diciembre de 2001
ISBN: 958-664-104-X

*Diseño de portada
y páginas interiores*

Camila Cesarino Costa

Ilustración de portada

Johanna Quintanilla

Derechos reservados

Banco de la República

Preprensa

Alfacolor Editores Ltda.

Impresión

Panamericana Formas e Impresos.
Bogotá, Colombia.

CONTENIDO

- 7 **Presentación**
Adolfo Meisel Roca
- 11 **La convergencia regional en Colombia:
una visión de largo plazo, 1926 –1995**
Jaime Bonet Morón
Adolfo Meisel Roca
- 57 **El crecimiento económico de las ciudades
colombianas y sus determinantes, 1973-1998**
Luis Armando Galvis
Adolfo Meisel Roca
- 91 **Integración en el mercado laboral
colombiano:1945-1998**
Carlos Felipe Jaramillo
Oskar Andrés Nupia
Carmen Astrid Romero
- 147 **¿Qué determina la productividad agrícola
departamental en Colombia?**
Luis Armando Galvis
- 167 **El crecimiento regional en Colombia, 1980-1996:
una aproximación con el método *shift-share***
Jaime Bonet Morón
- 191 **Recomposición del empleo industrial
en Colombia, 1974-1996**
Luis Armando Galvis

Presentación

UNA DE LAS CARACTERÍSTICAS sobresalientes de Colombia es la presencia de varias regiones claramente diferenciadas entre sí en aspectos culturales, geográficos, económicos e históricos. En ello ha jugado un papel definitivo la abrupta geografía del país, una de las más quebradas del mundo.

Por todas estas razones, llama la atención que los estudios sobre la dinámica económica regional se encuentren en una etapa incipiente en el país, a tal punto que ni siquiera se tenga un claro conocimiento de cuáles son las subregiones económicas de Colombia. Tal vez, esa situación se explique en parte por el creciente centralismo en la actividad económica del país en los últimos 50 años, cuando Bogotá se ha convertido en el epicentro de la economía, la sociedad y la vida política nacional. Algo que no sucedía antes en Colombia.

En ese sentido, la mayoría de los trabajos aquí reunidos son relativamente singulares en la producción académica colombiana. Son producto de la actividad de un grupo de investigación ubicado en la periferia del país: el Centro de Estudios Económicos Regionales del Banco de la República en Cartagena.

Constituyen, además, el primer esfuerzo del banco central colombiano por realizar investigaciones sobre economía regional con el rigor analítico que ha caracterizado su tradición investigativa en temas macroeconómicos.

También son un esfuerzo sistemático por introducir en nuestro medio algunos de los últimos avances teóricos y metodológicos de la economía regional. Por ello, en los seis artículos incluidos en esta primera publicación de la colección de Estudios de Economía Regional del Banco de la República, se utilizan métodos cuantitativos rigurosos; técnicas econométricas en cuatro de ellos y el método de cambio y participación (*shift-share*) en los dos restantes.

En los dos primeros trabajos, Bonet y Meisel y Galvis y Meisel, se aplica la metodología desarrollada por Robert J. Barro y Xavier Sala-I-Martin para el análisis de la evolución de las disparidades económicas inter-regionales o internacionales.

En el primer caso, se analiza la evolución de las disparidades en el PIB per cápita de los departamentos colombianos en el período 1926-1995. Uno de los aspectos a destacar de este trabajo es que para el período 1926-1960 se utilizan como medida indirecta (*proxy*) del PIB departamental per cápita los depósitos bancarios totales, por cuanto no están disponibles las cifras del PIB para ese período. Ello permitió tener una perspectiva de largo plazo en el análisis de la evolución de las disparidades económicas regionales en Colombia.

En el segundo trabajo, de Luis Armando Galvis y Adolfo Meisel, se aplican los métodos de Barro y Sala-I-Martin al análisis de las disparidades económicas entre las principales ciudades de Colombia en el período 1973-1998. Los autores encuentran que, al igual que ocurre con el PIB per cápita de los departamentos, entre las ciudades colombianas en este período se presentó una polarización en los niveles de ingreso per cápita. Además, resaltan la creciente hegemonía de Bogotá en la economía nacional.

Hemos incluido en esta selección un artículo acerca de la integración de los mercados laborales colombianos en el período 1945-1998, de Carlos Felipe Jaramillo, Oskar Andrés Nupia y Carmen Astrid Romero. Este es el único de los ensayos del libro que no fue escrito por integrantes del Centro de Estudios Económicos Regionales del Banco de la República en Cartagena. Hemos considerado muy conveniente que hiciera parte del grupo de artículos por cuanto el funcionamiento de los mercados laborales es crucial para entender la dinámica económica regional en Colombia.

En el trabajo de Jaramillo, Nupia y Romero se estudia la integración de los mercados laborales utilizando técnicas multivariadas de cointegración sobre los salarios. Sin embargo, consideramos que el trabajo de Jaramillo, Nupia y Romero, es sólo una primera aproximación a un tema que requiere mucho más análisis. En particular, consideramos que el trabajo de estos autores no tiene en cuenta varios factores que pueden sesgar sus resultados, como la presencia de diferenciales regionales en la calidad de la mano de obra, diferencias regionales en el costo de vida, y por tanto en los salarios reales, y los enormes cambios estructurales durante el período que escogieron. Por ejemplo, una cosa muy diferente eran las comunicaciones en el país en 1945 de lo que son actualmente, razón por la cual los resultados podrían estar afectados por las enormes diferencias cualitativas dentro del período analizado.

Uno de los aportes recientes de mayor pertinencia para el estudio de las disparidades económicas regionales, es el de Jeffrey Sachs y sus asociados sobre la relación entre geografía física y crecimiento económico. En el artículo de Luis

Armando Galvis "¿Qué determina la productividad agrícola departamental en Colombia?" se establecen en forma rigurosa las relaciones entre dotación natural de factores y el rendimiento agrícola per cápita de los departamentos. Llama la atención que en cuanto al factor de humedad promedio, un determinante claro de la productividad agrícola, todos los departamentos de la Costa Caribe están en los últimos lugares. Que este grupo de departamentos sea también el de peor desempeño económico en las últimas décadas está relacionado, sin duda, con su pobre dotación de recursos naturales.

Uno de los métodos de análisis económico regional más utilizado en la literatura internacional sobre el tema es el de cambio y participación (*shift-share*). Curiosamente, su aplicación en nuestro medio es casi nula. En el trabajo de Jaime Bonet incluido en esta selección se encuentra que son las particularidades económicas de cada departamento, más que el tipo de estructuras económicas que tengan, lo que determinó a cuales les fue bien o mal en el período 1980-1996, desde el punto de vista del crecimiento económico. Algo similar encontró Luis Armando Galvis, con el crecimiento del empleo industrial urbano en las principales áreas metropolitanas en el período 1974-1996. Se corrobora también el ascenso económico de Bogotá, que en el período 1974-1996 participó con el 53% del crecimiento del empleo industrial en las ocho principales ciudades colombianas.

Quisiera señalar que ha sido Miguel Urrutia, Gerente General del Banco de la República, quién impulsó la creación de un grupo de investigadores sobre temas económicos regionales en Cartagena, con la idea de que nuestro banco central juegue un papel similar en este campo al del Federal Reserve Bank en Estados Unidos, el cual se ha destacado siempre por la calidad de sus estudios económicos regionales. Ojala hacia el futuro el Banco de la República logre consolidar una red de centros de investigación en temas económicos regionales con grupos similares en las principales ciudades de Colombia para que se desarrollen líneas de investigación que permitan hacer un seguimiento del comportamiento de las economías regionales y de cómo éstas se ven influenciadas por las políticas macroeconómicas, contribuyendo así a mejorar las políticas económicas nacionales.

ADOLFO MEISEL ROCA

Editor

La convergencia regional en Colombia: una visión de largo plazo, 1926-1995

JAIME BONET MORÓN*
ADOLFO MEISEL ROCA**

Introducción

LA CONVERGENCIA ECONÓMICA regional ha sido tema de diversos trabajos en Colombia desde 1992. Estas investigaciones han estado acorde con las tendencias internacionales que han seguido la metodología del trabajo pionero de Robert Barro y Xavier Sala-I-Martin (1990).

Desde la década de 1980 varios estudios han retomado los temas de crecimiento económico y convergencia en los niveles de ingreso per cápita de los países y las divisiones subnacionales. Cabe destacar los de Abramovitz (1986), Baumol (1986), Romer (1986), Lucas (1988), Barro y Sala-I-Martin (1990, 1991 y 1992).

La teoría neoclásica del crecimiento económico predice que las disparidades en el nivel de ingreso per cápita tienden a reducirse con el paso del tiempo y por lo tanto, la tasa de crecimiento per cápita estaría inversamente relacionada con el nivel inicial del ingreso. Esta relación inversa entre la renta inicial y su tasa de crecimiento es lo que se conoce como la hipótesis de convergencia.

Para el análisis del crecimiento de las regiones de un mismo país, el modelo neoclásico de crecimiento supone movilidad perfecta de los factores, competencia

* Economista del Centro de Estudios Económicos Regionales. Banco de la República-Sucursal Cartagena.

** Gerente del Banco de la República-Sucursal Cartagena.

Los autores agradecen los comentarios de Juan José Echavarría, Roberto Steiner, Ricardo Rocha, María Angélica Arbeláez, Humberto Mora y demás asistentes al seminario de Fedesarrollo; así mismo, agradecen los comentarios de los asistentes al seminario de Estudios Económicos del Banco de la República en Bogotá.

perfecta y funciones de producción regionales idénticas, en las que el producto total depende de la cantidad de factores productivos y del progreso técnico, que se determina de manera exógena. Los factores reciben su remuneración marginal al producto y los rendimientos son decrecientes.

Al asumir que los factores tienen rendimientos decrecientes, en la medida en que se produce una mayor acumulación de un factor se producirá una disminución en su remuneración, con lo cual se generarán incentivos para la movilidad del factor a regiones con menor dotación relativa del mismo, donde alcanzará una remuneración mayor.

Si se utiliza una función de tipo Cobb-Douglas con dos factores de producción, capital (K) y trabajo (L), y con un nivel de tecnología (A):

$$Y_t = AK_t^\beta L_t^\alpha \quad (1)$$

donde la tecnología se determina exógenamente, no hay razones para la divergencia en el ingreso per cápita en la medida en que se supone que todas las regiones tienen iguales oportunidades de acceso al avance tecnológico.

Si asumimos que la tasa de ahorro (s) y la depreciación (δ) son constantes, el aumento de capital ($\dot{K} = dK / dt$) se puede describir como:

$$\dot{K}_t = sAK_t^\beta L_t^\alpha - \delta K_t \quad (2)$$

Se asume que toda la población está empleada, evitando considerar los problemas relativos al desempleo y la participación de la fuerza de trabajo en la producción. Además, se establece que la población crece a una tasa constante determinada exógenamente, $\dot{L} / L = n$.

Se define a k minúscula como la relación capital-trabajo (o el capital por trabajador), K/L . Si se deriva con respecto al tiempo \dot{k}_t , se puede reescribir (2) en términos per cápita como:

$$\dot{k}_t = sAK_t^\beta L_t^{\alpha+\beta-1} - (\delta+n)k_t \quad (3)$$

En estas condiciones, la convergencia de los niveles per cápita regionales se producirá tarde o temprano en la medida en que las diferentes regiones alcancen el estado estacionario. Este último definido como aquella situación en la cual todas las variables crecen a una tasa constante.

Barro y Sala-I-Martin mostraron que el proceso de crecimiento de transición hacia el *estado estacionario* en el modelo neoclásico puede ser aproximado como¹:

$$(1/T) * \text{Log}(y_{i,t}/y_{i,t-T}) = x_i^* + \text{Log}(\hat{y}_i^*/\hat{y}_{i,t-T}) * (1 - e^{-\beta T})/T + v_{i,t} \quad (4)$$

donde, i = corresponde a la región,

t = indica el tiempo,

$y_{i,t}$ = es el producto per cápita,

x_i^* = es la tasa de crecimiento en el estado estacionario que corresponde al progreso tecnológico exógeno,

$\hat{y}_{i,t}$ = es el ingreso por trabajador efectivo en el momento t ,

\hat{y}_i^* = es el ingreso por trabajador efectivo en el estado estacionario,

T = es el número de años en el intervalo de análisis,

β = es la tasa de convergencia

$v_{i,t}$ = es un término de error.

El coeficiente de convergencia, β , indica la velocidad a la cual $\hat{y}_{i,t}$ se aproxima a \hat{y}_i^* .

Dado que en el modelo neoclásico se asume que el cambio tecnológico y el producto por trabajador efectivo en el estado estacionario son iguales en todas las regiones, la ecuación anterior puede escribirse como:

$$(1/T) * \text{Log}(y_{i,t}/y_{i,t-T}) = \phi - \text{Log}(y_{i,t-T}) * ((1 - e^{-\beta T})/T) + v_{i,t} \quad (5)$$

en donde ϕ corresponde a una constante que depende de los parámetros tecnológicos del modelo.

Mediante regresiones no lineales basadas en la ecuación (5) se obtienen estimadores del coeficiente de convergencia β . De esta forma, se puede conocer la velocidad de convergencia de las economías de su estado inicial al estado estacionario.

En este trabajo se utilizarán los dos conceptos de convergencia planteados por Barro y Sala-I-Martin: convergencia β y convergencia σ . La primera se presenta cuando existe una relación inversa entre la tasa de crecimiento y el nivel inicial

¹ Robert J. Barro y Xavier Sala-I-Martin, "Convergence Across States and Regions", *Brookings Papers on Economic Activity*, v. 1, 1991, p. 108.

del ingreso. Por su parte, la convergencia σ se registra cuando la dispersión del ingreso per cápita entre distintas regiones tiende a reducirse en el tiempo.

Es importante señalar que la hipótesis de convergencia planteada en el modelo neoclásico es posible, en el caso de que la única diferencia entre las regiones sea en sus niveles iniciales de capital. Si, por el contrario, existen diferencias a nivel de la tecnología, del ahorro, del nivel de depreciación o de la tasa de crecimiento de la población, el modelo no predice un mayor crecimiento de las regiones más pobres.

Danny Quah² ha sido crítico de los tests de convergencia que siguen la metodología del trabajo pionero de Barro y Sala-I-Martin. Arguye que los cálculos están afectados por la falacia de Galton, lo que puede llevar a concluir que hay convergencia cuando en realidad lo que se está produciendo es un fenómeno de polarización.

El primer trabajo en aplicar el enfoque de Barro y Sala-I-Martin al estudio del PIB regional en Colombia fue el de Mauricio Cárdenas (1993).³ Cárdenas concluyó que Colombia, entre 1950 y 1989, es un caso exitoso de convergencia regional. Además, calculó una tasa de convergencia tipo β de 4% por año, duplicando las tasas estimadas en los estudios internacionales. Ese trabajo también encontró que los flujos migratorios no contribuyeron significativamente al proceso de convergencia y que los departamentos que invierten más en educación crecen con mayor rapidez, independientemente de su situación inicial.

Otros autores han controvertido la idea de la convergencia en Colombia y han encontrado que en el país persisten las diferencias inter-departamentales. Esos trabajos, al igual que el de Cárdenas, han centrado su análisis en la segunda mitad del siglo XX.⁴

Ricardo Rocha y Alejandro Vivas⁵ trabajan dentro del modelo neoclásico de crecimiento pero sin el supuesto de homogeneidad en las preferencias y tecnología,

2 Danny Quah, "Galton's Fallacy and Test of the Convergence Hypothesis", *Scandinavian Journal of Economics*, n. 95(4), pp. 427-443.

3 Mauricio Cárdenas et. al., "Convergencia y migraciones inter-departamentales en Colombia: 1950 - 1989", *Coyuntura económica*, v. 23, n. 1, julio, 1993.

4 Adolfo Meisel Roca (1993), centrando su análisis en el coeficiente de variación, encuentra que no hubo convergencia regional entre 1960 y 1989. John James Mora y Boris Salazar (1994) realizan una crítica al trabajo de Cárdenas a partir de la conocida falacia de Galton.

5 Ricardo Rocha y Alejandro Vivas, "Crecimiento regional en Colombia: ¿persiste la desigualdad?", *Revista de economía del Rosario*, v. 1, n. 1, enero, 1998.

y, mediante una predeterminación bayesiana, estimaron de manera regional ingresos del estado estacionario y tasas de convergencia. Para el período 1980-1994, los resultados de este trabajo favorecen la hipótesis de no convergencia o de persistencia en la desigualdad regional.

Por otra parte, Javier Birchenall y Guillermo Murcia⁶ aplican a los datos departamentales de Colombia el concepto de dinámica distribucional desarrollado por Danny Quah. Birchenall y Murcia concluyen que en Colombia en el período 1960-1994 no ocurrió la convergencia regional. Por el contrario, se mantuvieron las diferencias en los niveles de ingreso de los departamentos.

El presente documento muestra una visión de largo plazo del proceso de convergencia y polarización regional en Colombia. Para ello se estudia el período que va desde 1926 hasta 1995, dividiéndolo en dos subperíodos de acuerdo con las fuentes estadísticas disponibles.

El primer subperíodo está comprendido entre 1926 y 1960, en el que, dada la carencia de información sobre PIB departamental, se utilizan los datos correspondientes a los depósitos bancarios departamentales como *proxy* del nivel de ingreso departamental.

El segundo subperíodo va de 1960 a 1995. La convergencia se estudia a partir de la información sobre PIB departamental. Se evita, de esta manera, utilizar la información correspondiente al PIB departamental de 1950, debido a que los cálculos para ese año se determinaron con información muy parcial y hay serias dudas sobre su validez.⁷

Adicionalmente, este documento utiliza nuevos indicadores de convergencia que permiten alcanzar conclusiones "robustas" sobre la hipótesis de convergencia en el país.

El trabajo contiene cuatro secciones. En la primera se expone el marco analítico y se señalan brevemente los principales trabajos realizados en Colombia sobre la convergencia regional en los niveles de ingresos. En las siguientes dos secciones se aborda el tema de la convergencia en los subperíodos señalados. Finalmente, se presentan las principales conclusiones del estudio.

6 Javier A. Birchenall y Guillermo E. Murcia, «Convergencia regional: una revisión del caso colombiano», *Desarrollo y sociedad*, n. 40, septiembre, 1997.

7 INANDES, *El desarrollo económico departamental, 1960-1975*, Bogotá, varios tomos, 1977. Ese mismo año el Departamento Nacional de Planeación publicó una síntesis: *Cuentas regionales de Colombia, 1960-1975*, Bogotá, 1977.

La convergencia en Colombia 1926 - 1960

A. La evidencia empírica

Para analizar el proceso de convergencia regional en Colombia entre 1926 y 1960, se utilizaron los depósitos bancarios departamentales per cápita como proxy del PIB per cápita departamental.⁸ Se emplea esa variable ya que existía una alta correlación entre el PIB per cápita y los depósitos bancarios per cápita departamentales. Por ejemplo, en 1960 el coeficiente de correlación entre esas dos variables fue de 0,83 y en 1950 fue de 0,77.

Adicionalmente, se hicieron estimaciones del coeficiente de correlación entre los depósitos bancarios reales per cápita y el PIB per cápita para el período 1960-1995. Se encontró que, manteniendo la misma división territorial del subperíodo 1926-1960, el coeficiente se mantiene entre 0,78 y 0,88, evidenciando lo adecuado de la escogencia de los depósitos bancarios como *proxy* del PIB per cápita departamental para el período 1926-1960.

Para el análisis se utilizó el ordenamiento territorial existente en el país en 1926. A partir de los años cincuenta se crearon nuevos departamentos que resultaron de la división de algunos de los existentes. En este trabajo, para la discusión del período 1926-1960, se agrupó el país en los catorce departamentos existentes a comienzos del siglo XX más los llamados territorios nacionales, que corresponden a las intendencias y comisarías existentes en esa época. Se identificaron cinco regiones, como puede observarse en el Mapa 1. La región Caribe estaba conformada por los departamentos de Atlántico, Bolívar y Magdalena.

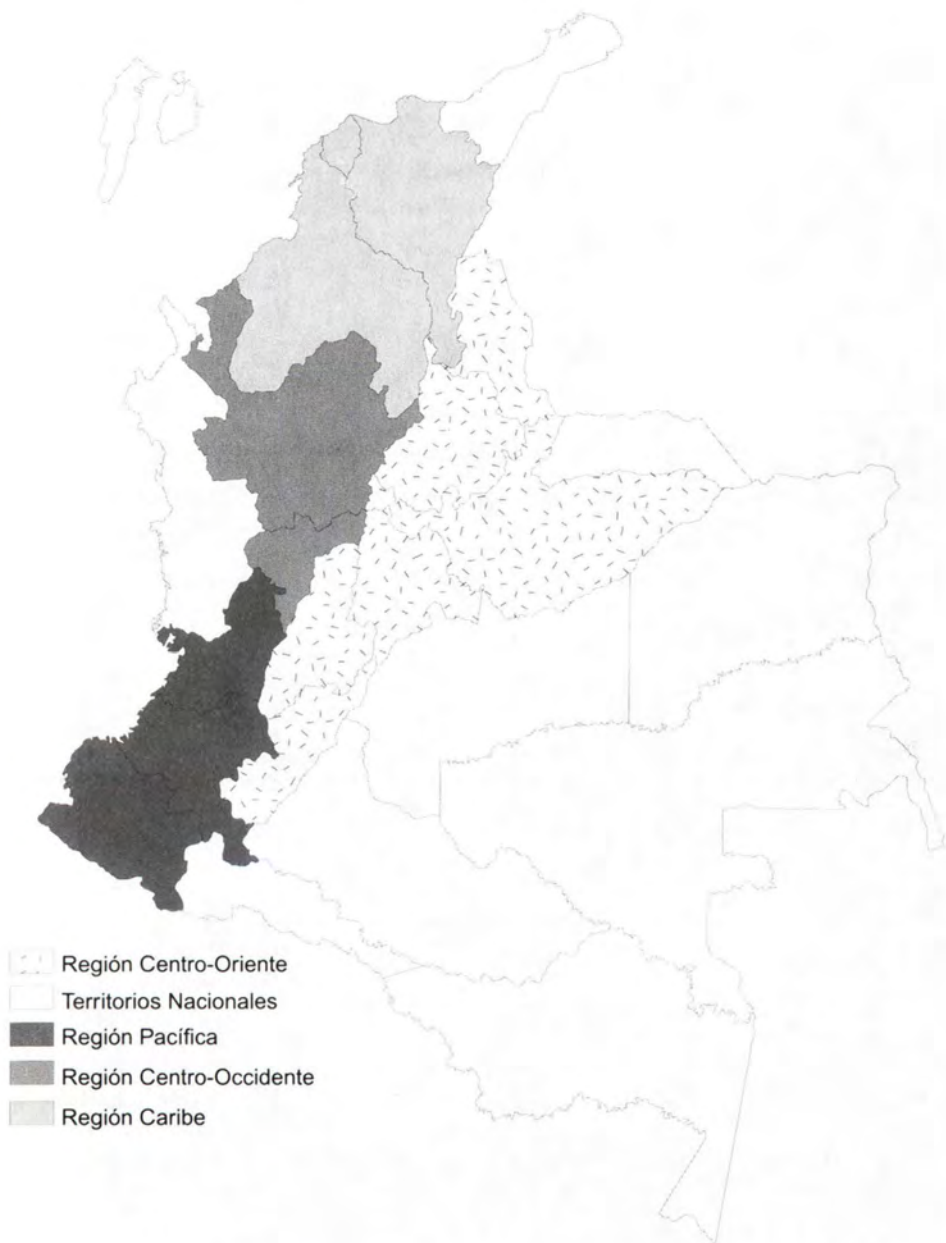
La región Centro-Occidente correspondía a los departamentos de Antioquia y Caldas. La región Centro-Oriente incluía a los departamentos de Boyacá, Cundinamarca, Huila, Norte de Santander, Santander y Tolima. Los departamentos de Cauca, Nariño y Valle conformaban la región Pacífica. Las antiguas intendencias y comisarías se agruparon dentro de los Territorios Nacionales.

1. Convergencia tipo beta (β)

La evidencia empírica señala que en Colombia se dio, claramente, un proceso de convergencia tipo β entre 1926 y 1960. En primer lugar, el coeficiente de correlación entre las tasas de crecimiento del período y el logaritmo del nivel

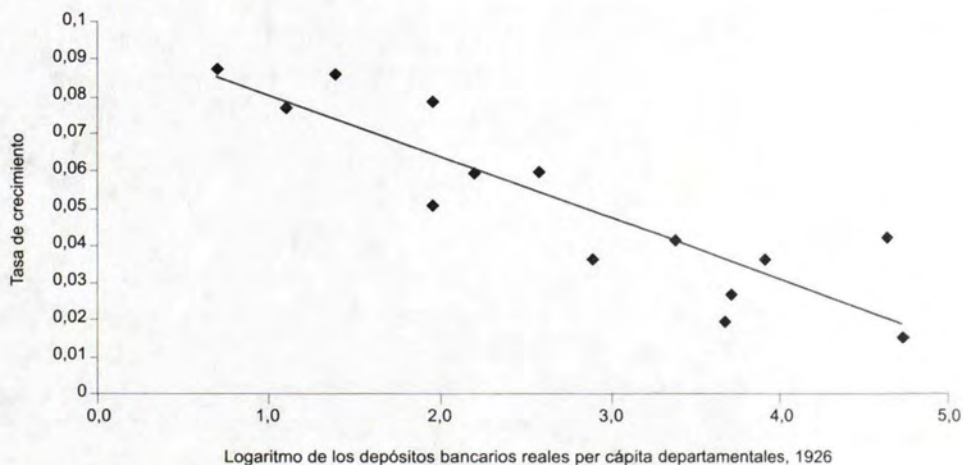
⁸ Se tomó como depósitos bancarios lo correspondiente a depósitos a la vista, depósitos a más de treinta días y depósitos en cuentas de ahorro. La fuente de los datos es la Superintendencia Bancaria y se tomaron de la *Revista del Banco de la República*, varios años.

Mapa 1 División política de Colombia. Primer subperíodo 1926-1960



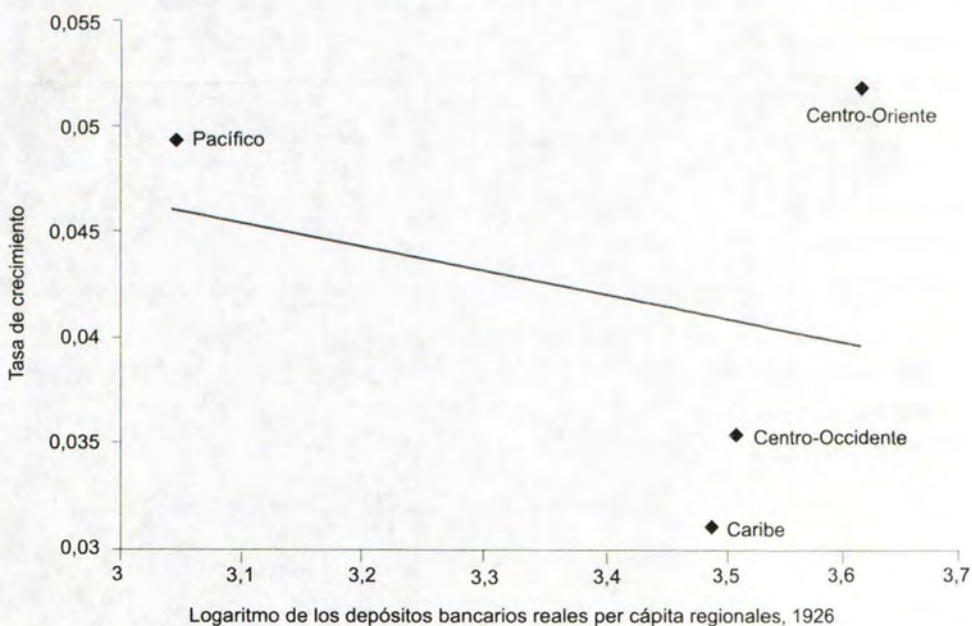
FUENTE: ELABORACIÓN CON BASE EN DANE

Gráfico 1 Convergencia en los depósitos bancarios reales per cápita departamentales, 1926-1960



FUENTE: CÁLCULO DE LOS AUTORES

Gráfico 2 Convergencia en los depósitos bancarios reales per cápita regionales, 1926-1960



FUENTE: CÁLCULO DE LOS AUTORES

inicial de los depósitos bancarios per cápita departamentales es negativo y alto (-0,89). La relación inversa entre las dos variables se puede apreciar en el Gráfico 1.

Lo anterior permite afirmar que la hipótesis de convergencia se cumple, ya que aquellos departamentos con menores niveles de depósitos bancarios per cápita registraron las mayores tasas de crecimiento del período.

Según los resultados arrojados por el Gráfico 2, la convergencia en el país se refleja al considerar las regiones. Sin embargo, el coeficiente de correlación estimado (-0,27) es inferior al calculado en el caso departamental, lo cual indica que en el plano inter-regional la convergencia ha sido un proceso más débil.

Los valores arrojados de la estimación de β a partir de aplicar mínimos cuadrados no lineales a la ecuación (5), confirman los resultados anteriores. En efecto, la velocidad de convergencia para el período 1926 - 1960 es de 2,5%, lo que indica un proceso exitoso en materia de convergencia. Este coeficiente es significativo a un nivel de confianza del 99% (véase Cuadro 1).

Las estimaciones de β para el subperíodo en discusión son todas estadísticamente significativas. La mayor velocidad se encontró entre 1940 y 1950 (3,1%), mientras que en los períodos 1926-1940 y 1950-1960 estuvo cercana a la tasa calculada para todo el período 1926-1960 (véase Anexo 1).

Cuadro 1 Estimación Convergencia tipo β

Período	β	Error estándar	t-estadístico	Probabilidad	R2
1926-1960 (14 observaciones)	0.0249	0.005959	4.1871	0.0013	0.78
1960-1995(24 observaciones)	0.0131	0.011132	1.1851	0.2486	0.09

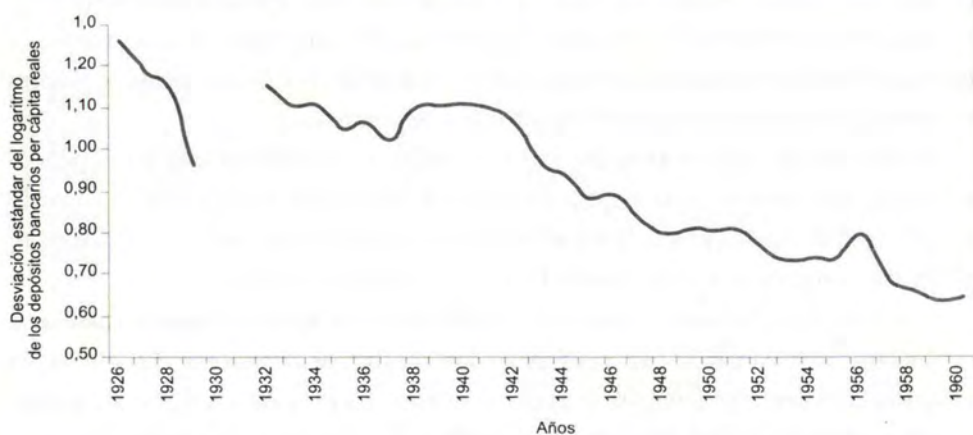
Nota: Los cálculos fueron realizados por los autores aplicando mínimos cuadrados no lineales para estimar ecuaciones de la forma: $(1/T) * \text{Log}(y_{i,t}/y_{i,t-T}) = \alpha - \text{Log}(y_{i,t-T}) * ((1 - e^{-\beta T})(1/T)) + v_{i,t}$ donde $y_{i,t}$ es el PIB per cápita del departamento i al inicio del período, $T-t$, y al final del período, t . T es el número de años en cada subperíodo.

FUENTE: CÁLCULOS DE LOS AUTORES

2. Convergencia tipo sigma (σ)

La convergencia tipo σ fue calculada como la desviación estándar del logaritmo de los depósitos bancarios per cápita reales. La evolución de este indicador señala, nuevamente, la existencia de un proceso exitoso en materia de convergencia en el subperíodo, al pasar de 1,25 en 1926 a 0,66 en 1960. En el Cuadro 2 y el Gráfico 3 se puede observar la tendencia hacia la convergencia departamental tipo σ que se presentó en el país.

Gráfico 3 Convergencia departamental tipo sigma, 1926-1960



FUENTE: CÁLCULOS DE LOS AUTORES

Cuadro 2 Convergencia departamental tipo σ , 1926-1960

Año	Desviación estándar del logaritmo de los depósitos bancarios per cápita reales	Año	Desviación estándar del logaritmo de los depósitos bancarios per cápita reales
1926	1.25	1944	0.91
1927	1.19	1945	0.87
1928	1.14	1946	0.86
1929	0.96	1947	0.80
1930	N.D.	1948	0.78
1931	N.D.	1949	0.78
1932	1.15	1950	0.79
1933	1.11	1951	0.78
1934	1.10	1952	0.74
1935	1.04	1953	0.72
1936	1.06	1954	0.76
1937	1.02	1955	0.75
1938	0.96	1956	0.80
1939	1.04	1957	0.70
1940	1.05	1958	0.67
1941	1.05	1959	0.65
1942	1.02	1960	0.66
1943	0.94		

Nota: N.D. = No disponible

FUENTE: CÁLCULOS DE LOS AUTORES.

3. Coeficiente de variación ponderado -CVP-

Una de las limitaciones que presenta el análisis tradicional de convergencia tipo σ es que pondera a las diferentes unidades territoriales igualmente sin contemplar el tamaño de la población. Tendría, de esta forma, el mismo peso el avance en materia de convergencia de un departamento escasamente poblado al de uno con mucha más población.

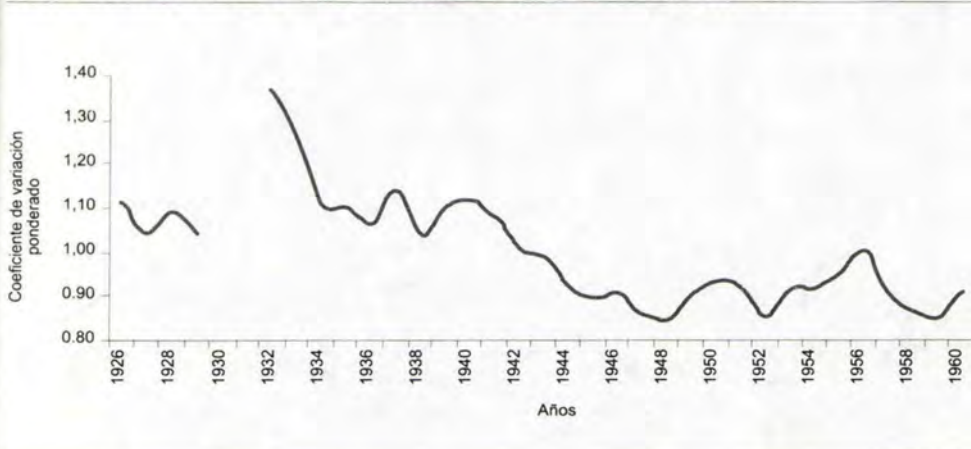
Para tener en cuenta el tamaño relativo de los departamentos, se calculó en este trabajo el coeficiente de variación ponderado -CVP-, que introduce ajustes al coeficiente de variación al ponderarlo por el peso relativo de la población de cada departamento en el total nacional. El CVP se calcula de la siguiente manera:

$$CVP = \frac{\sqrt{\sum_i (y_i - \bar{y})^2 P_i / P}}{\sum_i y_i P_i / P} \quad (6)$$

en la cual y_i representa el valor regional de la variable tomada en consideración, \bar{y} es el promedio nacional de la variable y P_i / P la relación entre la población regional y la nacional.

¿Qué resultados arrojó el CVP en Colombia para el período 1926-1960? La evolución de este indicador permite señalar un proceso de convergencia tipo σ en el país durante estos años, en especial si se observa lo sucedido a partir de 1932. En efecto, en 1932 el CVP era de 1,3 y en 1960 llegó a ser de 0,9 (véase Gráfico 4). La

Gráfico 4 Evolución del coeficiente de variación ponderado de los depósitos bancarios reales per cápita departamentales, 1926-1960



FUENTE: CÁLCULOS DE LOS AUTORES

tasa de crecimiento anual de este indicador, entre 1926 y 1960, es negativa y significativa aún eliminando el dato extremo de 1932, lo que demuestra la presencia de convergencia tipo σ en el período.

4. Índice de Theil

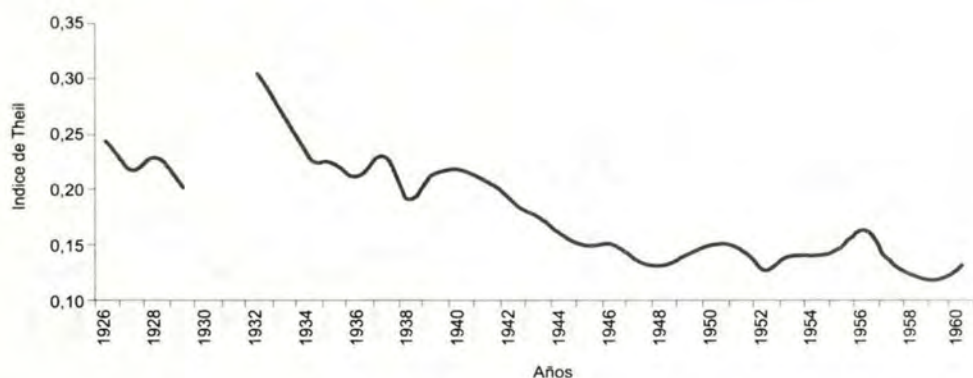
En este trabajo también se ha calculado el índice de Theil, que al introducir la población proporciona valores para el producto por habitante:

$$I = \sum_i (y_i / y) \cdot \log [(y_i / p_i) / (y / p)] \quad (7)$$

donde y es el PIB y p la población nacional cuando no lleva subíndice y para el departamento i cuando aparece el subíndice i . Este índice puede entenderse como una expresión de desigualdad relativa, de modo que cuando es igual a cero se estaría hablando de un sistema igualitario y cuando toma un valor positivo (nunca puede ser negativo) sería un sistema desigual. Entre mayor es el valor del índice, mayor es la desigualdad.

Los resultados arrojados para el caso colombiano, los cuales se pueden observar en el Gráfico 5, muestran una disminución en los niveles de desigualdad. El índice de Theil exhibe una tendencia a reducirse a lo largo del período de estudio y tiende a acercarse a cero.

Gráfico 5 Aplicación del índice de Theil al análisis de las disparidades departamentales, 1926-1960



FUENTE: CÁLCULOS DE LOS AUTORES

5. Indicadores gamma (γ) y alfa (α)

Con el fin de utilizar una amplia gama de indicadores de disparidades que permitan llegar a resultados "robustos", se han calculado también dos indicadores adicionales que se han denominado el indicador γ y el indicador α . El primero toma la relación entre el valor máximo y el mínimo del PIB per cápita departamental para cada año:

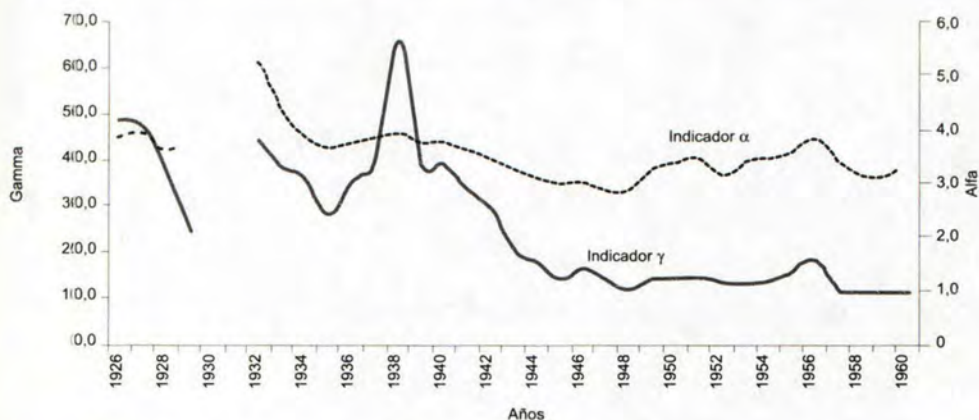
$$\gamma = \frac{Y \text{ máximo}}{Y \text{ mínimo}} \quad (8)$$

El indicador α , por su parte, es definido como la relación entre la diferencia entre los valores extremos de la serie y el promedio nacional:

$$\alpha = \frac{Y \text{ máximo} - Y \text{ mínimo}}{Y \text{ promedio}} \quad (9)$$

Los resultados de estos dos indicadores se encuentran en el Gráfico 6 y permiten concluir que en el subperíodo de análisis se presentó un proceso de convergencia.

Gráfico 6 Dispersión de los depósitos bancarios per cápita reales departamentales a través de los indicadores gamma y alfa, 1926-1960



FUENTE: CÁLCULOS DE LOS AUTORES

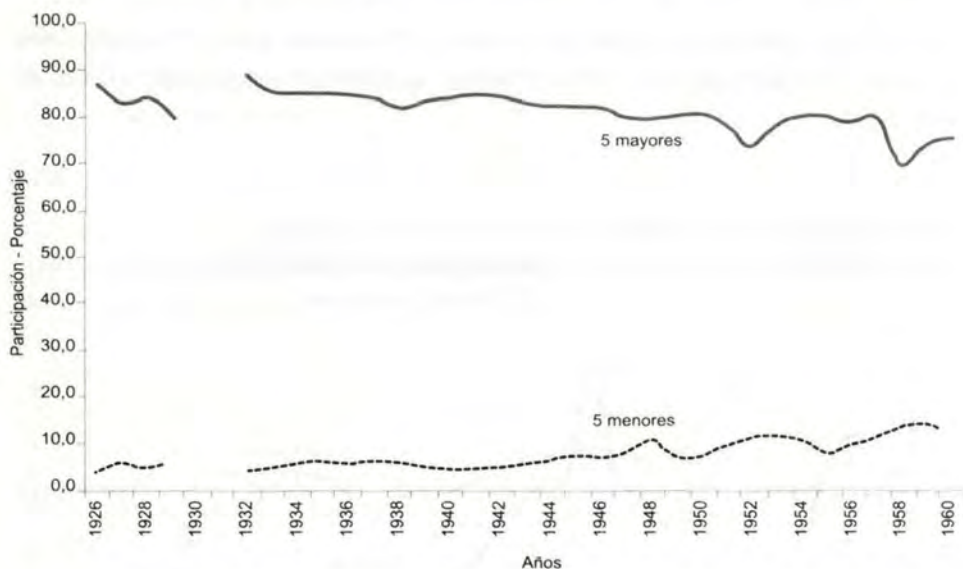
6. Participación en los depósitos bancarios totales de los cinco departamentos con los mayores y los menores depósitos bancarios per cápita

Otro indicador que permite una perspectiva diferente del proceso de convergencia en el país, es la evolución de la participación en los depósitos bancarios totales de los cinco departamentos con los mayores y los menores depósitos bancarios per cápita.

Los resultados obtenidos entre 1926 y 1960, los cuales se pueden observar en el Gráfico 7, muestran una tendencia a la reducción en la brecha entre los dos grupos. La tasa de crecimiento promedio anual de la participación de los cinco departamentos con mayores depósitos bancarios per cápita reales es negativa, mientras que la participación de los cinco más bajos es creciente y significativa.

El resultado es, por lo tanto, consistente con el desarrollo de un proceso de convergencia en el período analizado.

Gráfico 7 Evolución de la participación en los depósitos bancarios totales de los cinco departamentos con los mayores y los menores depósitos bancarios per cápita, 1926-1960



FUENTE: CÁLCULOS DE LOS AUTORES

7. Índice de concentración de Herfindahl-Hirschman

A través del análisis de este índice, se busca conocer la evolución de los desequilibrios regionales en Colombia desde una dimensión espacial. El índice se

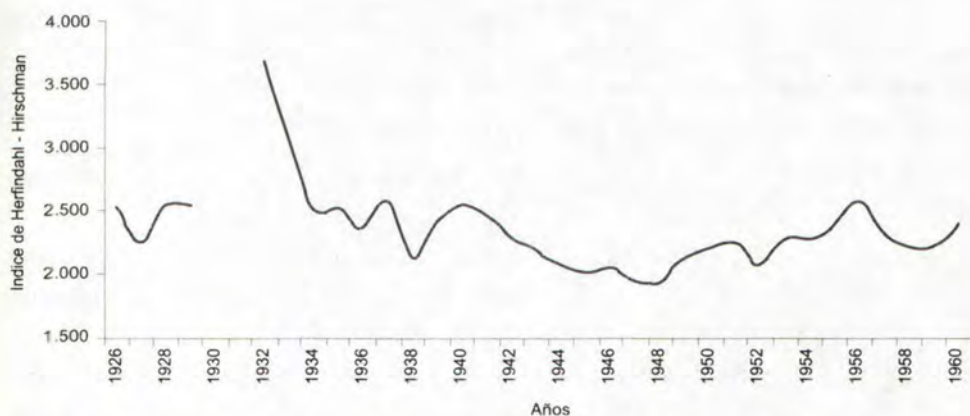
calcula como la sumatoria del cuadrado de las participaciones porcentuales de las diferentes entidades territoriales en el total⁹:

$$IHH = \sum_i \left(\frac{y_i}{y} * 100 \right)^2 \quad (10)$$

en donde y es el PIB nacional y y_i es el PIB de cada departamento. El índice puede variar entre 10.000, indicando máxima concentración, y tiende a cero cuando no hay concentración.

La evolución del índice de Herfindahl-Hirschman indica que en el país se dio un proceso de desconcentración espacial de los depósitos bancarios entre 1926 y 1960. Al inicio del período el valor del índice era de 2.502, alcanzando en 1932 un pico de 3.636 y disminuyendo hasta 2.394 en 1960 (véase Anexo 2). Adicionalmente, el análisis de la tendencia muestra una tasa de crecimiento negativa y significativa de este indicador de concentración al eliminar el dato atípico de 1932 (véase Gráfico 8).

Gráfico 8 Evolución del índice de concentración Herfindahl-Hirschman, 1926-1960



FUENTE: CÁLCULOS DE LOS AUTORES

⁹ "The Herfindahl-Hirschman Index", *Federal Reserve Bulletin*, v. 79, n. 3, march, 1993.

8. Contribución departamental a la convergencia tipo sigma (σ)

Si bien se detecta en el panorama nacional una tendencia a la convergencia tipo σ , se observan procesos divergentes en el caso de varios departamentos.

La contribución de cada departamento a la convergencia tipo σ se determina calculando la desviación estándar del logaritmo de la relación entre el PIB per cápita y la media nacional.¹⁰

Los resultados encontrados para Colombia permiten clasificar 12 departamentos, de las 15 entidades territoriales consideradas para el período 1926 – 1960, como convergentes: Atlántico, Boyacá, Cauca, Cundinamarca, Huila, Magdalena, Nariño, Norte de Santander, Santander, Territorios Nacionales, Tolima y Valle. Las tres entidades territoriales restantes, Antioquia, Bolívar y Caldas, muestran una clara tendencia divergente (véase Mapa 2 y Gráfico 9).

Una vez conocida la evolución de cada departamento, es posible establecer una categorización del comportamiento departamental de acuerdo a su contribución al proceso de convergencia. Se determinan tres categorías:

- I. Convergentes: aquellos departamentos cuyo PIB per cápita evoluciona progresivamente hacia la media. En este caso, el indicador tiende a acercarse a cero.
- II. Divergentes: los departamentos que tienen un PIB per cápita que ha tendido a alejarse de la media nacional y, por lo tanto, el indicador tiende a alejarse de cero.
- III. Sin tendencia: incluye los departamentos que no presentan una tendencia clara a favor de la convergencia o la divergencia, es decir, que el valor del indicador tiende a mantenerse constante en el tiempo.

B. La convergencia de la región Caribe colombiana

En esta sección se estudia la situación de la región Caribe, por cuanto constituye un caso crítico de retroceso económico en el contexto nacional.¹¹

Si se analiza la evolución de los depósitos bancarios per cápita reales como proporción del promedio nacional, se encuentra que entre 1926 y 1960, la economía de la región Caribe colombiana se alejó del promedio nacional.

Como puede observarse en el Gráfico 10, los depósitos bancarios reales per cápita de la región Caribe perdieron participación frente al promedio nacional. Mientras que al inicio del período los depósitos reales per cápita del Caribe eran

10 Juan R. Cuadrado et. al., *Convergencia regional en España: Hechos, tendencias y perspectivas*, Fundación Argentaria-Visor Dis., España, 1998, p. 189.

11 La región Caribe estaba compuesta, en el subperíodo 1926 - 1960, por los departamentos de Atlántico, Bolívar y Magdalena.

Mapa2 Categorización departamental de convergencia, 1926-1960



FUENTE: ELABORACIÓN CON BASE EN DANE.

un poco más del 100% del promedio nacional, al finalizar éste se ubicaban alrededor del 60% del mismo.

La situación es diferente si se analiza la evolución del Caribe sin el departamento del Atlántico. El descenso en este departamento fue dramático ya que, al inicio

Gráfico 9 Contribución departamental a la convergencia tipo sigma, 1926-1960

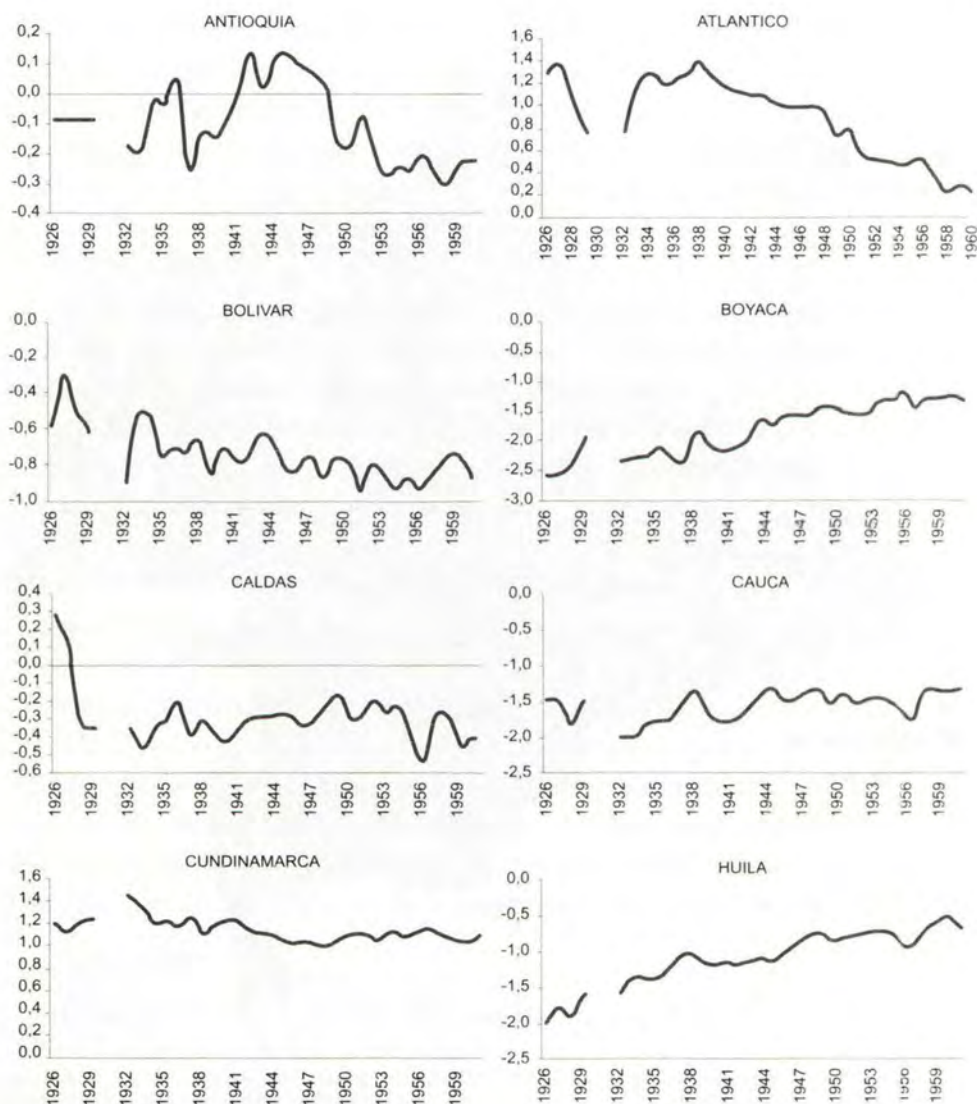
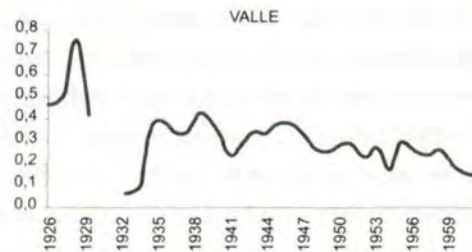
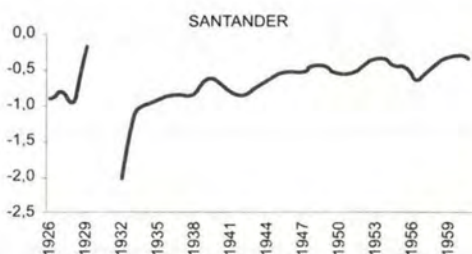
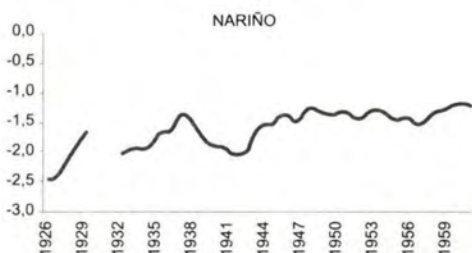
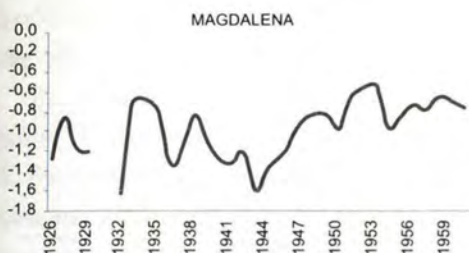


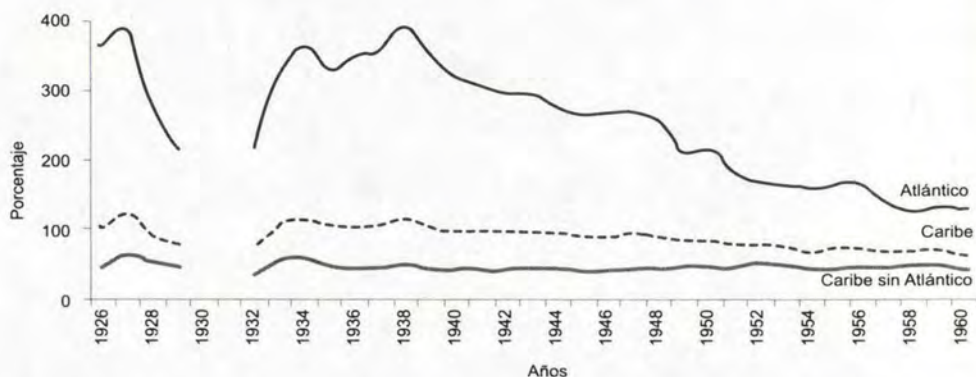
Gráfico 9 Contribución departamental a la convergencia tipo sigma, 1926-1960 (continuación)



Nota: La contribución departamental a la convergencia se calculó como la desviación entre el logaritmo de los depósitos bancarios per cápita de cada departamento y la media nacional.

FUENTE: CÁLCULOS DE LOS AUTORES

Gráfico 10 Depósitos bancarios per cápita reales de la región Caribe y del departamento del Atlántico como porcentaje del promedio nacional, 1926-1960



FUENTE: CÁLCULOS DE LOS AUTORES CON BASE EN SUPERINTENDENCIA BANCARIA

del período, el depósito bancario real per cápita del Atlántico era más de tres veces el promedio nacional y al finalizar, era casi igual al promedio nacional.

Por otra parte, los otros departamentos del Caribe de la época, Bolívar y Magdalena, mantuvieron un nivel muy bajo durante todos los años de análisis, ubicándose alrededor del 50% del promedio nacional.

Esta situación permite reflejar al interior del Caribe colombiano dos tipos de zonas en el subperíodo 1926 - 1960. Una muy próspera, Atlántico, que presentaba al inicio del período depósitos bancarios muy superiores al promedio nacional, sólo superado por Cundinamarca, pero que registró un descenso significativo. La otra zona, conformada por Bolívar y Magdalena, que eran departamentos rezagados que se mantuvieron más o menos en el mismo nivel relativo a través de estos años.

Lo anterior se aprecia al analizar la contribución de cada departamento a la convergencia tipo σ (véase Gráfico 9). Mientras el departamento del Atlántico converge hacia abajo, es decir, partiendo de un nivel superior a la media se acercó a ella, Magdalena converge hacia arriba, pues partiendo de un nivel muy inferior a la media mejora su relación con el promedio, y Bolívar diverge hacia abajo, ya que empeoró su situación con relación a la media nacional.

C. ¿Por qué ocurrió la convergencia entre 1926 y 1960?

Una de las transformaciones económicas más importantes que ha tenido Colombia a lo largo de su historia fue la integración vial del país que ocurrió entre

1920 y 1960. En efecto, dada su abrupta topografía y el estancamiento económico que vivió durante el siglo XIX, el país logró construir entre la década de 1920 y 1960 una infraestructura de ferrocarriles, inicialmente, y de carreteras, desde la década de 1930, que interconectó a sus principales regiones y ciudades.

La creación de esa infraestructura de transporte tuvo enormes consecuencias sobre la economía y la sociedad colombiana. Por ejemplo, el historiador Donald S. Barnhart señala que: "Tal vez ninguna otra generación de colombianos ha vivido una transformación tan profunda en su sistema de vida como la de 1923 a 1948, un período que coincide con la más rápida expansión de la infraestructura de transporte."¹²

En la teoría económica se encuentran elementos que permiten pensar que en la medida en que se integran las distintas regiones de un país habrá una convergencia en sus niveles de ingreso per cápita. Sin embargo, también existen argumentos para esperar que el resultado de la integración inter-regional sea la aparición de un centro y una periferia económica.¹³

La teoría económica neoclásica predice que cuando se integra un país la convergencia regional ocurrirá a través de dos mecanismos. El primero de ellos surge de los modelos de crecimiento tipo Solow. En ese tipo de modelos las diferencias de ingreso per cápita entre las regiones se presentan solamente por la existencia de diferencias en la relación capital-trabajo. Las regiones que tengan una relación capital-trabajo más alta tendrán trabajadores más productivos y mejor remunerados. Por esa razón, la integración, al acelerar la migración del capital y el trabajo hacia las regiones donde reciben mayor remuneración, lleva a la convergencia en los niveles de ingreso.

También dentro de la teoría neoclásica, el modelo de intercambio Heckscher-Ohlin predice que la integración lleva a la convergencia ya que al incrementarse los intercambios comerciales ocurre una igualación de los precios de los factores.¹⁴

Los nuevos desarrollos teóricos, tanto de la teoría del crecimiento como de la geografía económica, permiten la posibilidad de que la integración económica de las regiones lleve a un incremento en las disparidades de los niveles de ingreso per cápita.

¹² Donald S. Barnhart, "Colombian Transportation Problems and Policies, 1923-1948", Ph.D. Dissertation, University of Chicago, 1953, p. 190.

¹³ Sukkoo Kim, "Economic Integration and Convergence: U.S. Regions, 1840-1987", *Journal of Economic History*, V. 58, No. 3, September, 1998, pp. 659-660.

¹⁴ *Ibid.*

La nueva teoría del crecimiento, es decir los modelos de crecimiento endógeno, en los cuales puede haber rendimientos crecientes a escala en los factores tales como el capital humano, son consistentes con la aparición y persistencia de un centro y una periferia.

Los trabajos de la nueva geografía económica, y en particular los de Paul Krugman, han centrado buena parte de su atención en el análisis de las consecuencias de una mayor integración de regiones de un mismo país que tienen niveles desiguales de desarrollo.¹⁵ Krugman desarrolló un modelo de dos regiones en el cual la mayor integración entre éstas puede llevar a un aumento en las disparidades. La razón principal es que, a diferencia del modelo de Solow, se trabaja con rendimientos crecientes a escala. En estas condiciones, el efecto neto de la integración dependerá de la interacción entre las economías de escala, costos de transporte y la movilidad de los factores. Por ejemplo, si los costos de transporte son iguales a cero, la producción tenderá a localizarse en la periferia para aprovechar los bajos salarios, si son muy altos se producirá en ambas partes y si son intermedios se concentrará la producción en el centro para tener mejor acceso al mercado.¹⁶

La experiencia del crecimiento regional en Colombia en el período 1926-1960 se ajusta a las predicciones del modelo de crecimiento neoclásico de Solow y al del intercambio de Heckscher-Ohlin, ya que efectivamente se dio un proceso muy claro de convergencia inter-departamental e inter-regional.

Tal como se había señalado, a partir de la década de 1920 el país vivió una radical redefinición de su sistema de transportes interno. Hasta esa fecha la columna vertebral de las comunicaciones era el Río Magdalena, complementado por una exigua red de ferrocarriles (en términos per cápita en América Latina el país sólo superaba a Haití en el número de kilómetros de la red férrea por cada 100.000 habitantes) y por caminos para mulas que se tornaban casi intransitables durante la estación de lluvia.¹⁷

Durante la década de 1920 el país recibió, por primera vez en su historia, un enorme influjo de recursos externos: primero los 25 millones de dólares que el gobierno de Estados Unidos le indemnizó por Panamá y luego 160 millones de dólares más en préstamos externos.

La gran mayoría de esos recursos se invirtieron en infraestructura y sobre todo en ferrocarriles. A partir de la década de 1930, con la difusión del transporte

15 Paul Krugman, *Geografía y comercio*, Antoni Bosch Editor, Barcelona, 1992, p. 106.

16 *Ibid.*

17 Phanor Eder, *Colombia*, T. Fisher Unwin, London, 1913, p. 88.

automotor, el grueso de las inversiones en infraestructura se orientaron hacia la construcción de una malla vial que unió entre sí a las principales zonas del país. Ya para 1959-1962 el 73.1% del movimiento interno de la carga se realizaba por carreteras y ferrocarriles.¹⁸

Todo este avance en materia de comunicaciones terrestres ayudó, con seguridad, a la movilidad inter-departamental de los factores y a incrementar la intensidad de los intercambios comerciales, lo cual llevó a la convergencia en los niveles de ingreso observada entre 1926 y 1960.

Los avances en materia de comunicaciones permitieron también la mayor integración de los mercados, lo cual condujo a la reducción en la brecha de los precios de los bienes entre regiones. María Teresa Ramírez encontró evidencia de convergencia en los precios agrícolas en Colombia entre 1928 y 1938¹⁹. Ramírez postula que la dispersión en los precios entre regiones declinó substancialmente durante la década de los treinta debido al desarrollo de la infraestructura de carreteras y a la expansión del sistema de ferrocarriles. Además, de acuerdo con el efecto Stolper-Samuelson, la convergencia en los precios de los bienes entre regiones conduce a una igualación en los precios de los factores entre ellas.

La excepción, que de alguna manera confirma la regla, fue la Costa Caribe que en cierta forma quedó "desintegrada" del país dentro del nuevo sistema de transporte surgido entre 1920 y 1960. Mientras que en la época en que el eje del transporte del país era el Río Magdalena, la Costa Caribe estaba privilegiada desde el punto de vista de las comunicaciones. Sin embargo, con la construcción de una red de ferrocarriles y carreteras y con la pérdida de importancia del transporte fluvial, la Costa quedó muy mal comunicada con el interior del país.²⁰

Además, la Costa Caribe se vio seriamente afectada en sus posibilidades de crecimiento económico debido al dramático retroceso económico relativo de Barranquilla, su principal ciudad. Con la inauguración del Canal de Panamá, en 1914, se abrió la posibilidad de que Buenaventura, ubicada cerca de las zonas productoras de café y de los principales mercados del país, desplazara a Barranquilla como principal puerto del país, lo cual efectivamente ocurrió a comienzos de los años treinta.

18 William Paul McGreevey, *Historia económica de Colombia, 1845-1930*, Tercer Mundo Editores, Bogotá, 1982.

19 María Teresa Ramírez, "On Infrastructure and Economic Growth", Ph. D. Dissertation, University of Illinois at Urbana-Champaign, 1999, p. 146.

20 Adolfo Meisel Roca, "¿Por qué perdió la Costa Caribe el siglo xx?", *Documentos de trabajo sobre economía regional*, n. 7, Banco de la República, Sucursal Cartagena, 1999, p. 29.

La pérdida de su liderazgo portuario implicó que Barranquilla entró en una fase de retroceso económico relativo. Paradójicamente, ésto ayudó al proceso de convergencia por cuanto en 1926 su nivel de ingreso per cápita, tomando como *proxy* los depósitos, estaba muy por encima del promedio nacional.

La convergencia en Colombia 1960-1995

A. La evidencia empírica

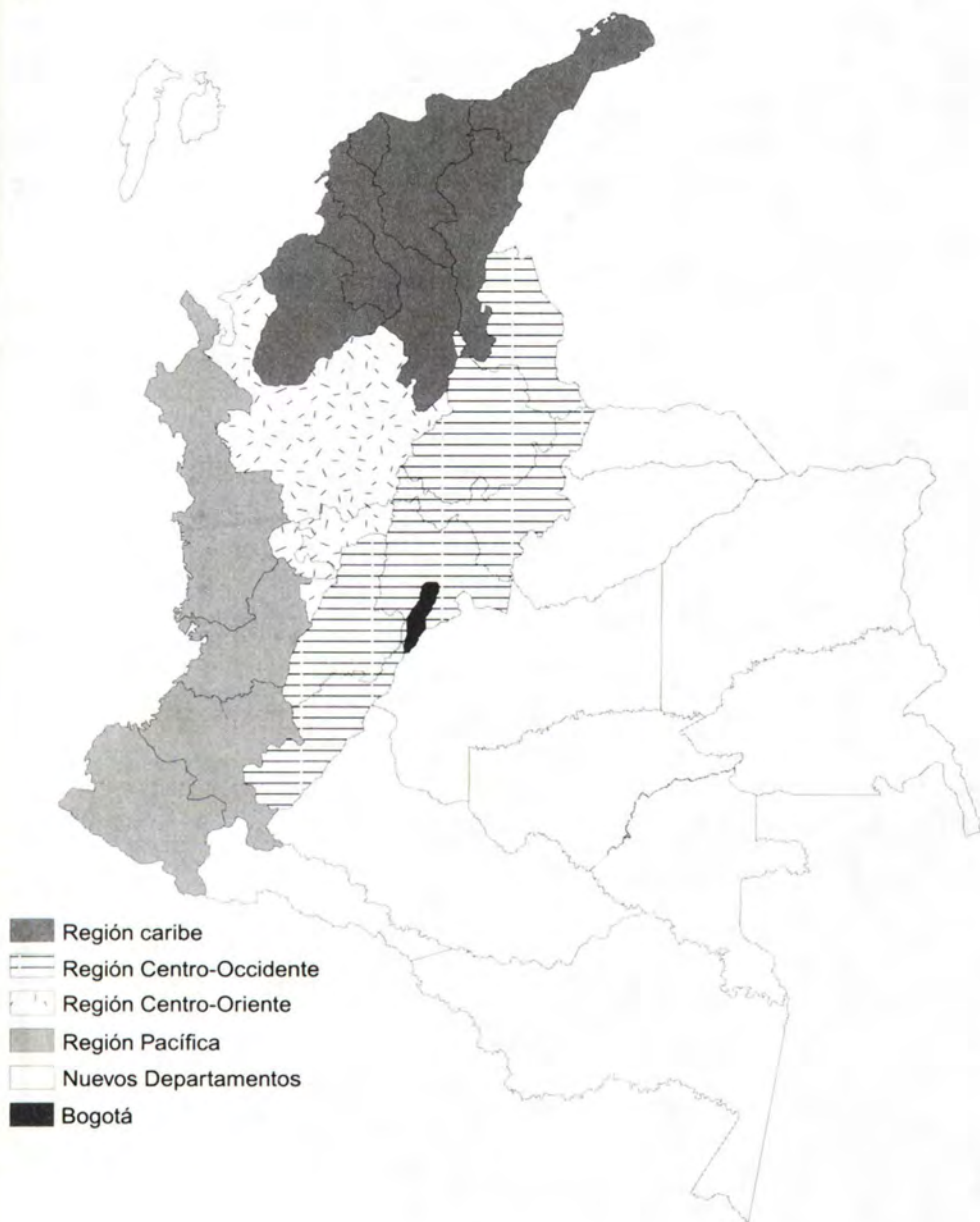
El estudio de la convergencia en el período 1960 – 1995 se realizó utilizando los datos existentes sobre PIB per cápita departamental. Existen dos fuentes para esa información. Los datos para los años 1960 a 1975 producidos por INANDES para el FONADE y el DNP²¹. El DANE, por su parte, viene produciendo los datos de manera sistemática a partir de 1980, siendo el año más reciente 1995. Hay un vacío de información para los años comprendidos entre 1976 y 1979.

La información del DANE está disponible para 25 entidades territoriales que incluyen los 24 antiguos departamentos y una que agrega los nuevos departamentos creados por la Constitución Política de 1991, que estaban agrupados anteriormente en los llamados Territorios Nacionales. La información elaborada por INANDES está disponible para 24 entidades territoriales, ya que no incluye datos para el departamento de Caquetá.

Para desarrollar el análisis regional en este período, el país se dividió en seis regiones (véase Mapa 3). La región Caribe incluye los siete antiguos departamentos de la Costa Caribe colombiana. La región Centro-Occidente está constituida por los departamentos de Antioquia, Caldas, Quindío y Risaralda. Los departamentos de Boyacá, Cundinamarca, Huila, Norte de Santander, Santander y Tolima conforman la región Centro-Oriente. La región Pacífica corresponde a los departamentos de Cauca, Chocó, Nariño y Valle. La región Nuevos incluye los nuevos departamentos creados por la Constitución Política de 1991, además de los departamentos de Caquetá y Meta. Finalmente, se consideró a Bogotá como una región independiente debido a que ella contribuye con más del 20% del PIB nacional.

21 Para mayor información ver DNP, *Cuentas regionales de Colombia*, 1960 – 1975, Bogotá, 1982, p. 281.

Mapa 3 División política de Colombia. Segundo período 1960-1995



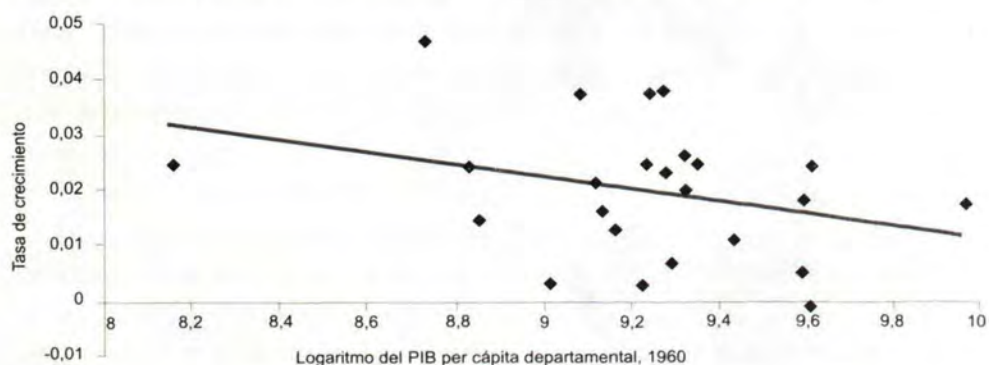
FUENTE: ELABORACIÓN CON BASE EN DANE.

1. Convergencia tipo beta (β)

Para el período comprendido entre 1960 y 1995, se encuentra una evidencia débil para la convergencia tipo β . Si bien encontramos un coeficiente de correlación negativo entre las tasas de crecimiento del período y el valor inicial del PIB per cápita departamental, el valor del coeficiente (-0,30) es mucho menor al encontrado para el período anterior (-0,89), (véase Gráfico 11).

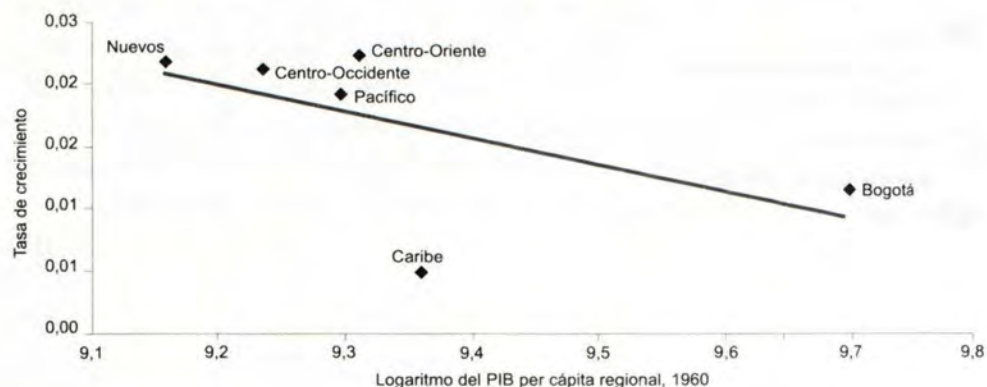
El Gráfico 12, correspondiente a la información regional, muestra también una relación inversa entre las tasas de crecimiento y el nivel inicial del PIB per

Gráfico 11 Convergencia en el PIB per cápita departamental, 1960-1995



FUENTE: CÁLCULOS DE LOS AUTORES

Gráfico 12 Convergencia en el PIB per cápita regional, 1960-1995



FUENTE: CÁLCULOS DE LOS AUTORES

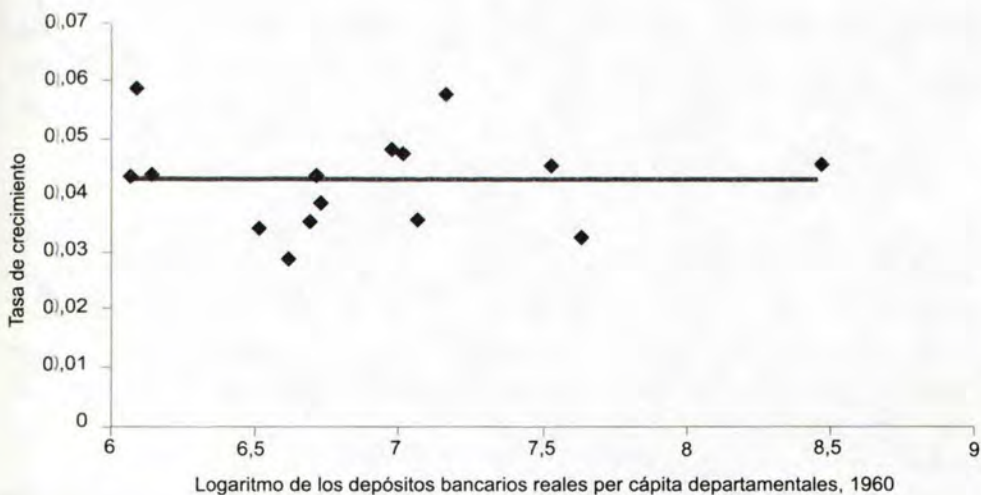
cápita de las regiones. El coeficiente de correlación (-0,49) sigue siendo bajo, aunque mayor que el encontrado a nivel departamental. En el Gráfico 12 se pueden observar dos regiones con clara tendencia divergente –Caribe y Bogotá–.

La velocidad de convergencia estimada es igual a 1,3%, inferior a la calculada para el primer período. Sin embargo, el coeficiente estimado no es estadísticamente significativo y por lo tanto, no existe evidencia estadística para rechazar la hipótesis de que el coeficiente de convergencia tipo β es igual a cero. Los resultados de la estimación se encuentran en el Cuadro 1.

Las estimaciones del coeficiente β absoluto por décadas (véase el Anexo 1), arrojan resultados significativos para los años 70, con una velocidad de 3,2%, y en el período 1990-1995, pero con una velocidad de -3,0%. Este último refleja la polarización que se presentó en esos años. Las décadas de los 70 y de los 80 no presentaron resultados estadísticamente significativos.

Para confirmar los anteriores resultados, se realizó el análisis de convergencia tipo β para los depósitos bancarios per cápita reales entre 1960 y 1995, manteniendo la división territorial del período 1926-1960. No se encontró evidencia de convergencia tipo β ya que el coeficiente de correlación entre las tasas de crecimiento y el valor inicial de los depósitos bancarios reales per cápita es de

Gráfico 13 Convergencia en los depósitos reales per cápita departamentales, 1960 – 1995



FUENTE: CÁLCULOS DE LOS AUTORES

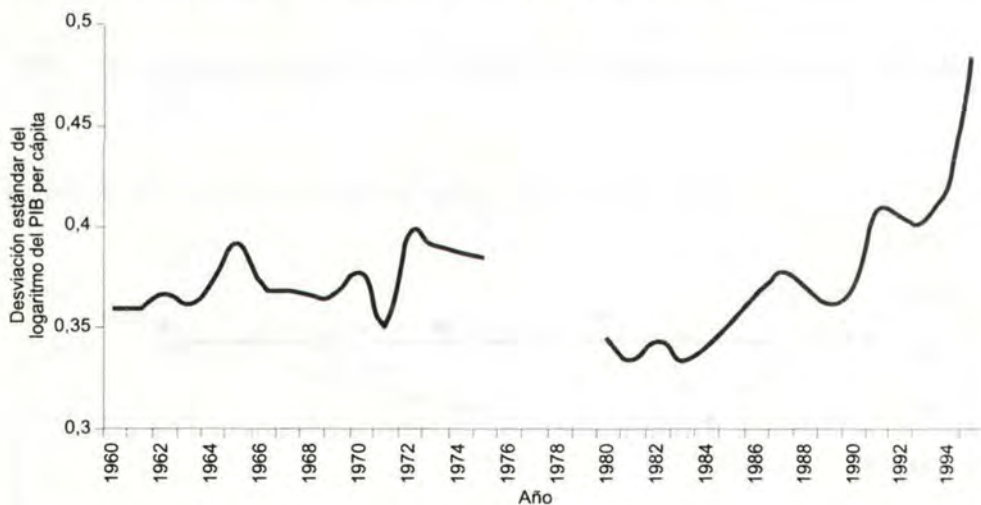
apenas $-0,03$ (véase Gráfico 13). Adicionalmente, la velocidad de convergencia estimada no es estadísticamente significativa.²²

2. Convergencia tipo sigma (σ)

La desviación estándar del logaritmo del PIB per cápita real departamental se mantuvo en un nivel más o menos similar entre 1960 y 1975. A partir de 1980 se inició un incremento en este indicador, al partir de un nivel de $0,34$ y llegar a ser en 1995 igual a $0,48$. El aumento en la dispersión permite afirmar que entre 1960 y 1995 se presentó un proceso de polarización en Colombia (véase Cuadro 3 y Gráfico 14).

Al revisar la convergencia tipo σ en los depósitos bancarios per cápita reales, se encontró una reducción en la dispersión entre 1960 y 1976. A partir de 1978 y hasta 1995 se inicia un continuo incremento del indicador, al pasar de $0,51$ a $0,71$. Lo anterior confirma los resultados encontrados en materia de convergencia tipo σ para la variable PIB.

Gráfico 14 Convergencia departamental tipo sigma, 1960 – 1995



FUENTE: CÁLCULOS DE LOS AUTORES.

22 La coincidencia de los resultados utilizando las cifras de PIB per cápita y las de los depósitos bancarios reales per cápita, confirman que la segunda variable es una *proxy* de la primera para el primer período 1926-1960.

Cuadro 3 Convergencia departamental tipo σ , 1960-1995

Año	Desviación estándar del logaritmo del PIB per cápita real	Año	Desviación estándar del logaritmo del PIB per cápita real
1960	0.36	1978	N.D.
1961	0.36	1979	N.D.
1962	0.37	1980	0.34
1963	0.39	1981	0.33
1964	0.37	1982	0.34
1965	0.37	1983	0.33
1966	0.37	1984	0.34
1967	0.37	1985	0.35
1968	0.37	1986	0.36
1969	0.37	1987	0.38
1970	0.38	1988	0.37
1971	0.35	1989	0.36
1972	0.40	1990	0.37
1973	0.39	1991	0.41
1974	0.39	1992	0.41
1975	0.38	1993	0.40
1976	N.D.	1994	0.42
1977	N.D.	1995	0.48

Nota: N.D. = No disponible

FUENTE: CÁLCULOS DE LOS AUTORES.

3. Coeficiente de variación ponderado -CVP-

La evolución del CVP presentada en el Gráfico 15, muestra un comportamiento estable entre 1960 y 1975. Entre 1980 y 1995, por el contrario, se da una tendencia creciente en su nivel, en especial en los años 90. El aumento del CVP refleja un incremento en las desigualdades regionales en Colombia.

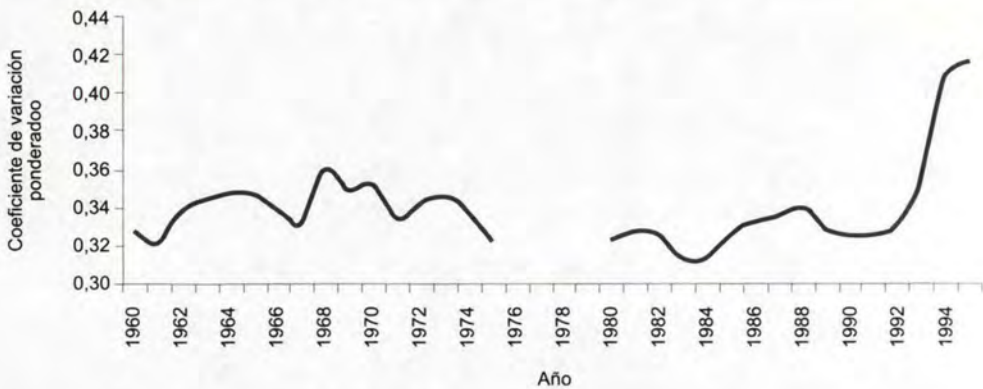
4. Índice de Theil

El Gráfico 16 contiene la evolución del índice de Theil entre 1960 y 1995. Los resultados permiten identificar dos períodos nuevamente. Entre 1960 y 1975 ocurren altibajos pero, entre 1980 y 1995, el índice se aleja de cero, especialmente en los años 90. Ello muestra la polarización en el PIB per cápita entre los distintos departamentos del país.

5. Indicadores gamma (γ) y alfa (α)

Los indicadores γ y α , cuya evolución se puede observar en el Gráfico 17, contribuyen a reforzar el patrón observado en los anteriores indicadores. En primer

Gráfico 15 Evolución del coeficiente de variación ponderado del PIB per cápita departamental, 1960 – 1995.



FUENTE: CÁLCULOS DE LOS AUTORES.

lugar, se observa un período de relativa estabilidad en los indicadores entre 1960 y 1975 y, en segundo lugar, se observa un claro aumento entre 1980 y 1995, que tiende a acentuarse en los años 90 (véase Anexo 3).

6. Participación en el PIB nacional de los cinco departamentos con los mayores y los menores PIB per cápita

El Gráfico 18 muestra cómo la participación de los cinco departamentos con mayor PIB per cápita se va incrementando y la de los cinco menores se va reduciendo, contribuyendo a aumentar la brecha entre los dos grupos. Este escenario refleja la polarización regional del país.

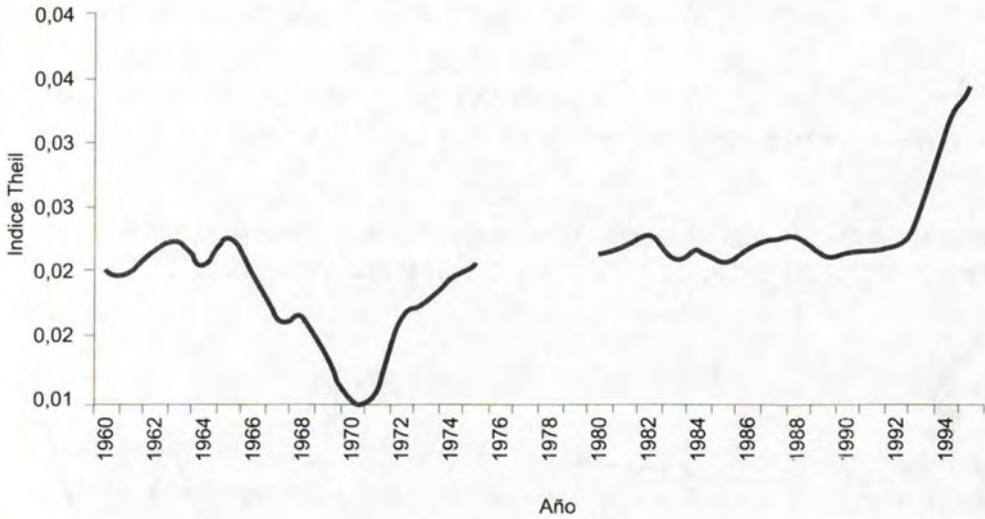
7. Índice de concentración de Herfindahl-Hirschman

Para el período que se está analizando, el índice de concentración de Herfindahl-Hirschman señala que en el país se dio un proceso de concentración espacial en la producción. En efecto, tal y como se puede observar en el Gráfico 19, mientras que en 1960 el índice era de 800, en 1995 fue de 1.062.

De otra parte, al excluir del cálculo del índice al distrito especial de Bogotá se presenta un comportamiento diferente en el resto del país.

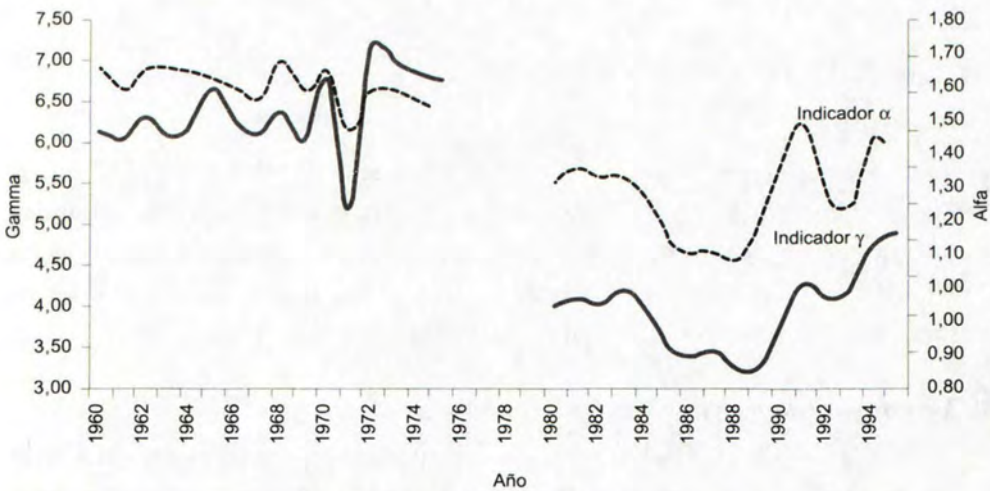
El índice en 1960 se reduce a 597 y en 1995 a 540, lo cual indica que si se excluye a Bogotá, en Colombia se generó una ligera desconcentración territorial en la producción. Es clara, por lo tanto, la gran importancia de Bogotá en la determinación de la concentración espacial de la producción en el país.

Gráfico 16 Aplicación del índice de Theil al análisis de las disparidades departamentales, 1960-1995



FUENTE: CÁLCULOS DE LOS AUTORES.

Gráfico 17 Evolución de la dispersión del PIB per cápita real departamental a través de los indicadores gamma y alfa, 1960-1995.

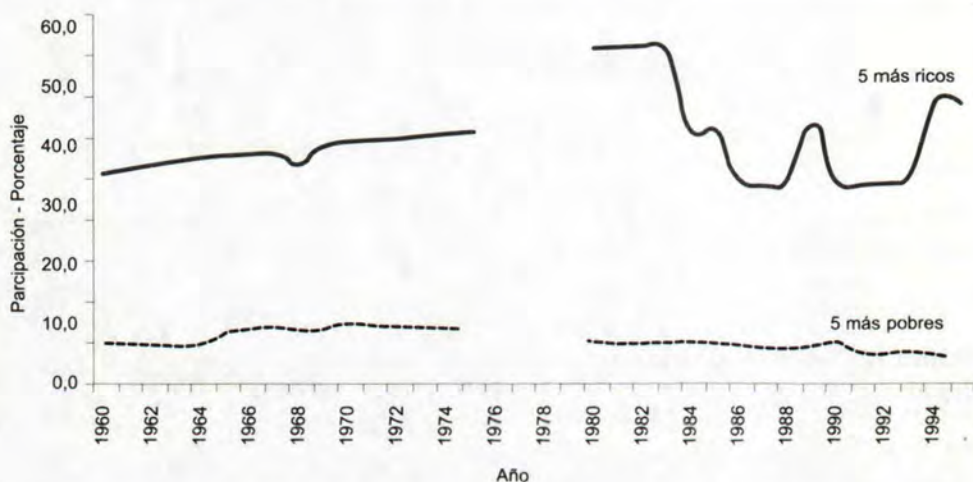


FUENTE: CÁLCULOS DE LOS AUTORES.

8. Contribución departamental a la convergencia tipo sigma (σ)

El análisis de las contribuciones departamentales a la convergencia tipo σ , incluidas en el Gráfico 20 y el Mapa 4, permite concluir que 16 de los 25 departamentos contribuyeron a la divergencia, cinco a la convergencia y cuatro no mostraron una tendencia clara. Esto señala, frente a la situación presentada en el primer subperíodo, un cambio en el mapa de convergencia del país, al pasar de un patrón convergente a uno divergente.

Gráfico 18 Evolución de la participación dentro del PIB total de los cinco departamentos con el mayor y el menor PIB per cápita real, 1960 – 1995.



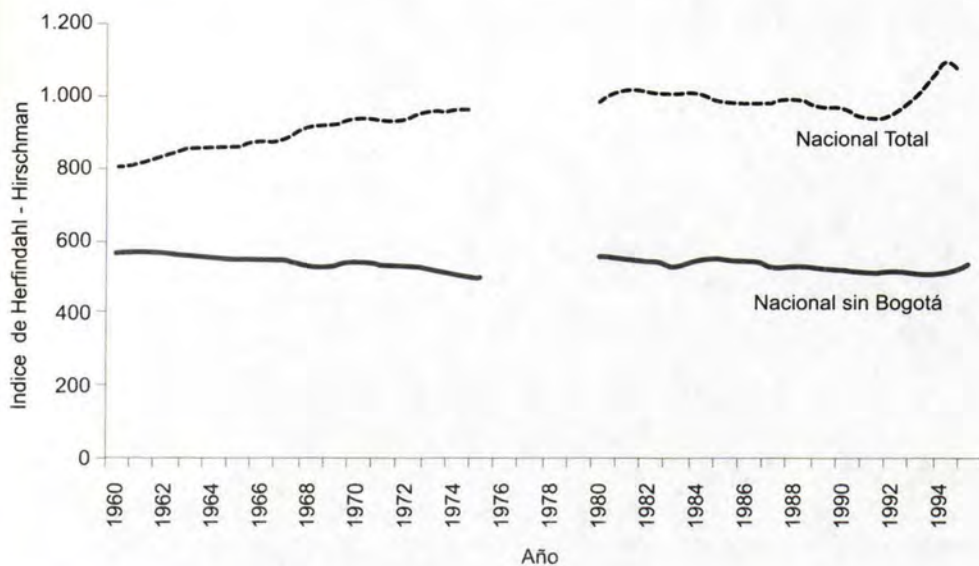
FUENTE: CÁLCULOS DE LOS AUTORES CON BASE EN INANDES Y DANE.

Los departamentos divergentes fueron Antioquia, Atlántico, Bolívar, Caquetá, Cesar, Córdoba, Cundinamarca, Guajira, Magdalena, Nariño, Norte de Santander, Nuevos, Quindío, Risaralda, Santander y Sucre. Los convergentes fueron Bogotá, Boyacá, Cauca, Chocó y Meta. Mientras que Caldas, Huila, Tolima y Valle no presentaron una tendencia clara en este sentido.

B. La convergencia en el Caribe colombiano

Una revisión de la relación entre el PIB departamental de la región Caribe frente al nacional, permite observar el enorme empobrecimiento relativo que se produjo en esta región. En los inicios del período el PIB per cápita del Caribe era

Gráfico 19 Evolución del índice de concentración Herfindahl-Hirschman, total nacional y total sin Bogotá, 1960 – 1995.



FUENTE: CÁLCULO DE LOS AUTORES.

alrededor del 100% del promedio nacional y en los años 90 alcanza a ser de sólo un 60% (véase Gráfico 21).

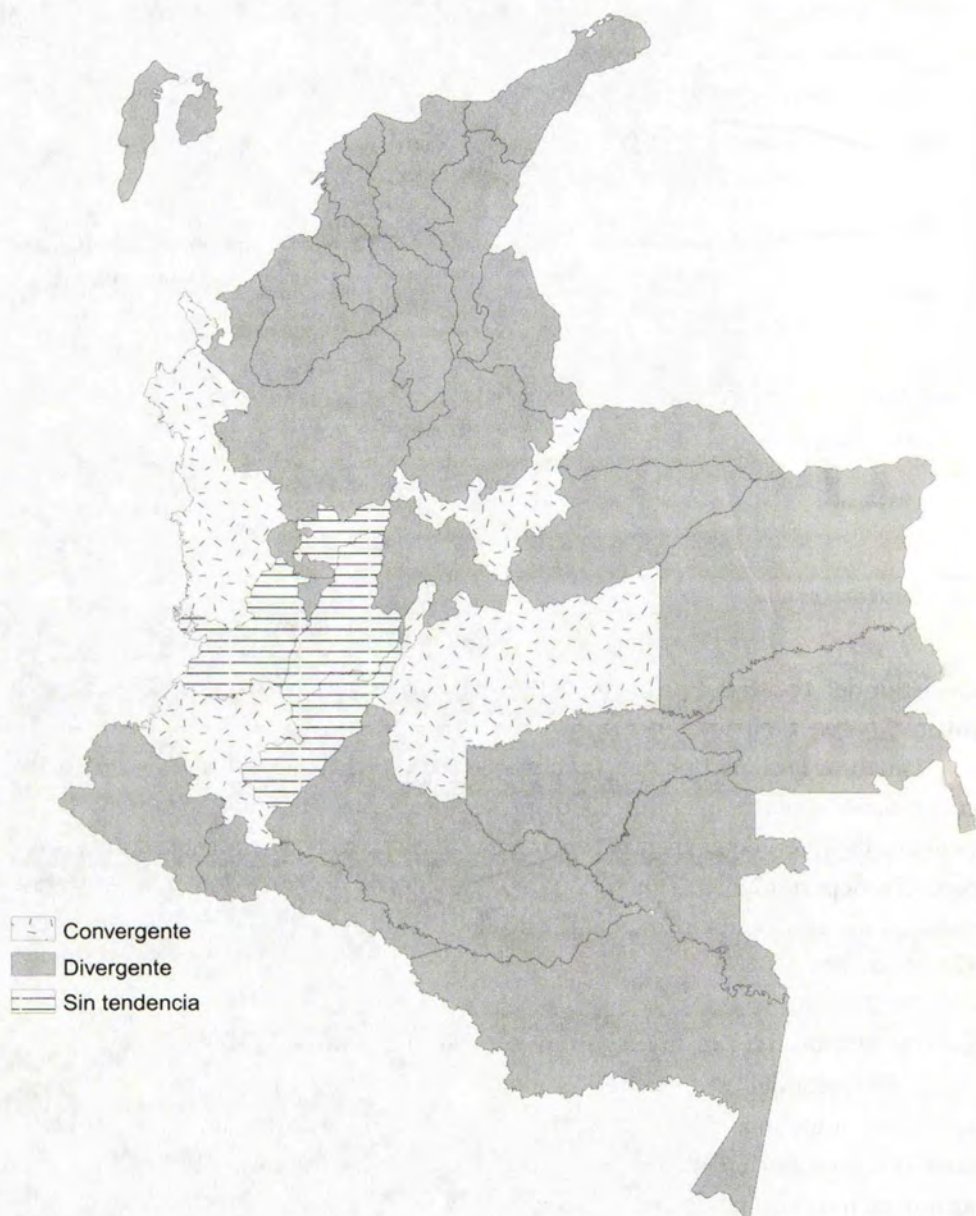
Al analizar la contribución a la convergencia σ de los departamentos del Caribe colombiano, se encuentra que todos presentaron una tendencia divergente en el período. La divergencia, con excepción de Guajira, fue hacia abajo, es decir, casi todos los departamentos se alejaron de la media nacional por debajo, ubicándose cada vez en una posición más baja en relación con el promedio nacional (véase Gráfico 20).

C. ¿Por qué ocurrió la divergencia en Colombia entre 1960 y 1995?

La dinámica del crecimiento regional colombiano del período 1960-1995 se ajusta más a los modelos de crecimiento endógeno y a los de la nueva geografía económica, en la cual los rendimientos crecientes a escala pueden conducir a la aglomeración espacial de la producción y a la persistencia de niveles de desarrollo desigual entre las regiones.

Varios factores contribuyeron al incremento en las disparidades regionales en este período. En este documento se consideran que los principales fueron: los

Mapa 4. Categorización departamental de convergencia, 1926-1960



FUENTE: ELABORACIÓN CON BASE EN DANE.

Gráfico 20 Contribución departamental a la convergencia tipo sigma 1960 -1995.

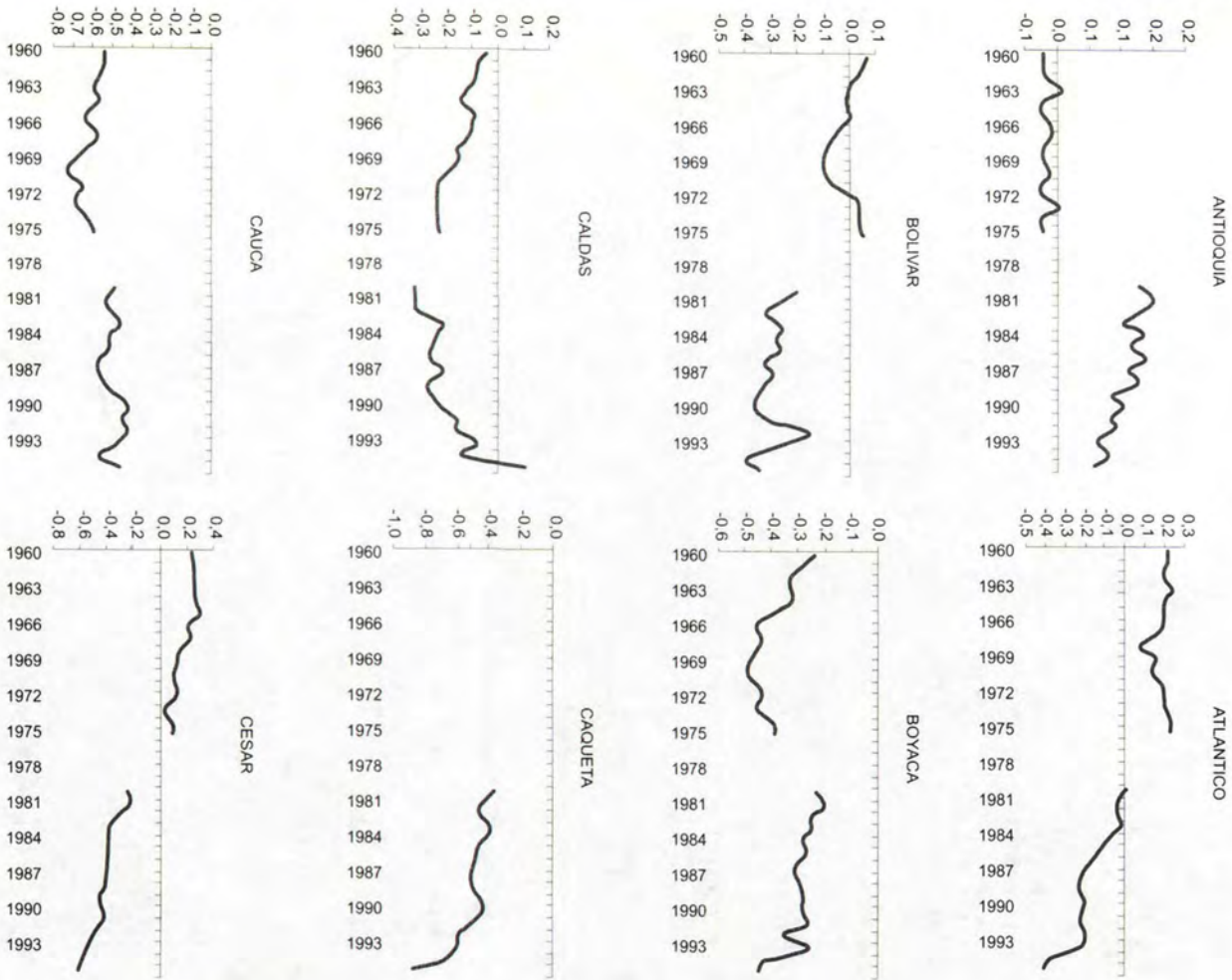


Gráfico 20 Contribución departamental a la convergencia tipo sigma 1960-1995.
(continuación)

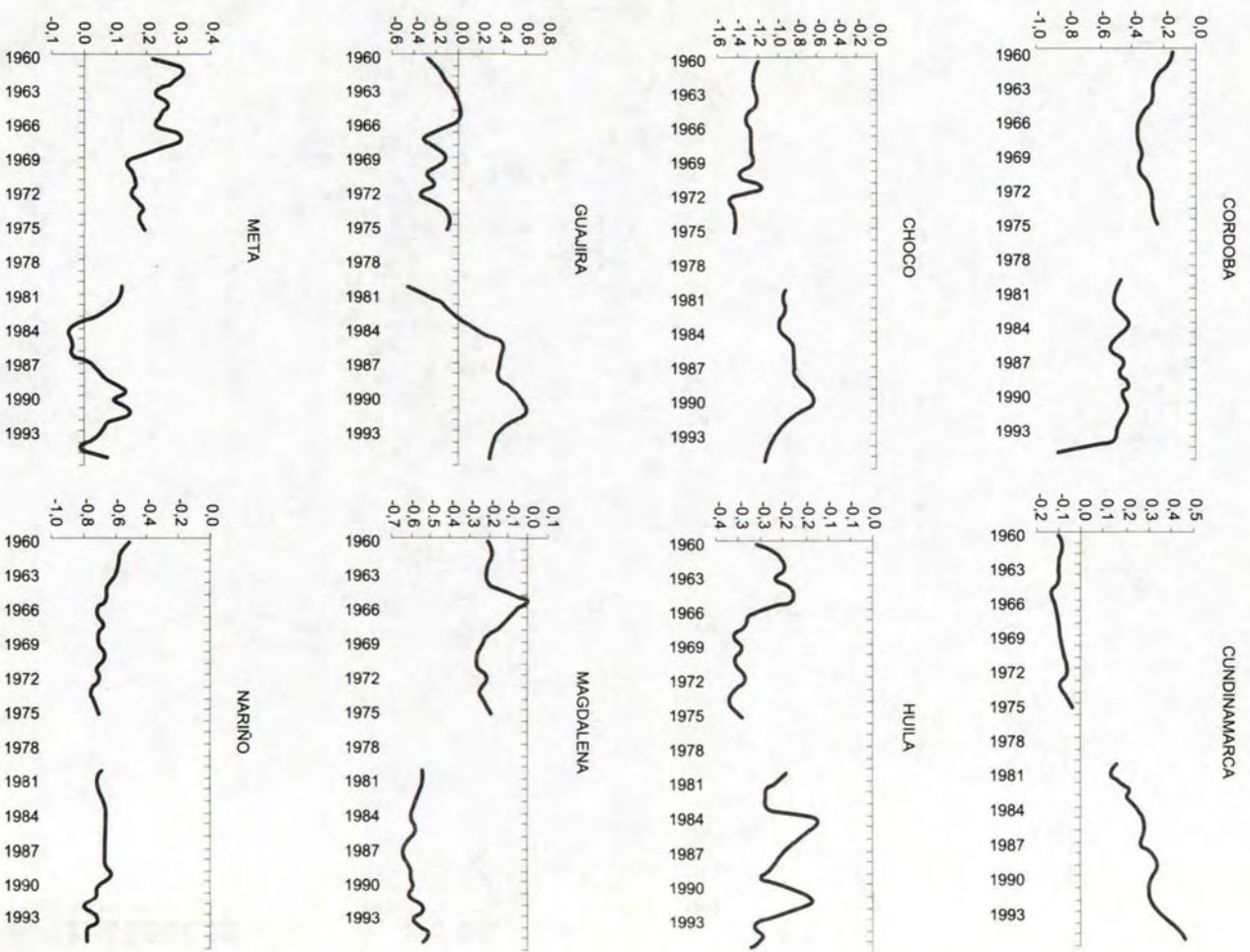
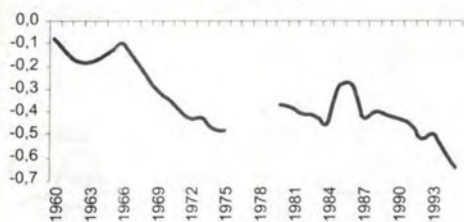


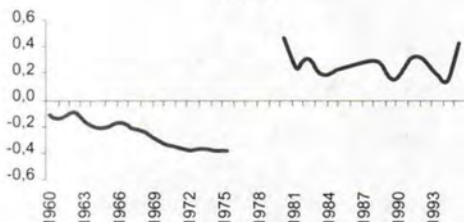
Gráfico 20 Contribución departamental a la convergencia tipo sigma 1960-1995.

(Continuación)

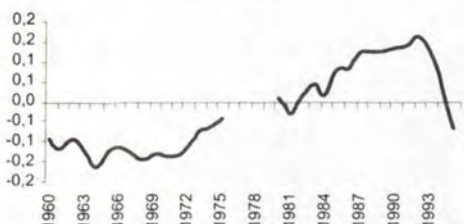
NORTE DE SANTANDER



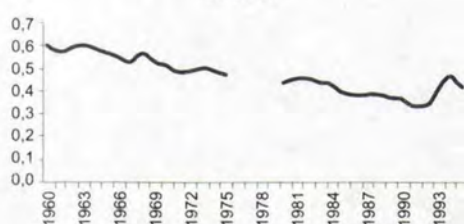
QUINDIO



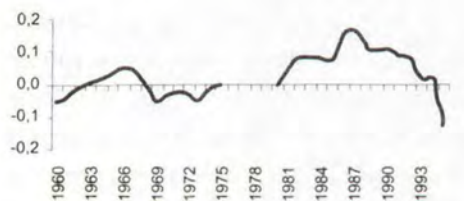
RISARALDA



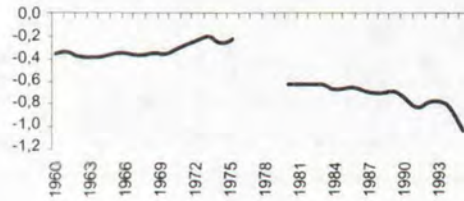
BOGOTÁ



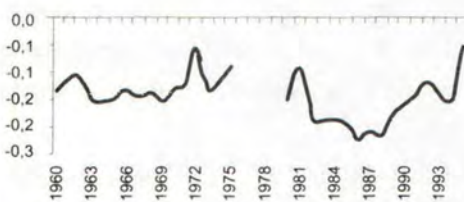
SANTANDER



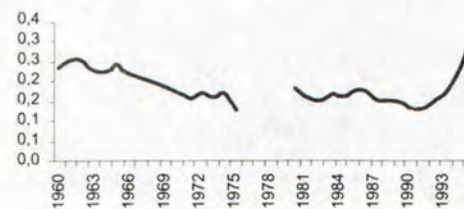
SUCRE



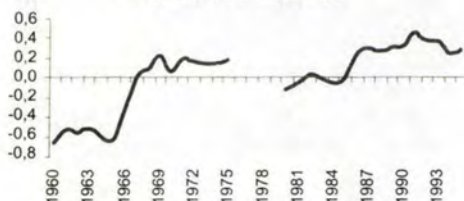
TOLIMA



VALLE



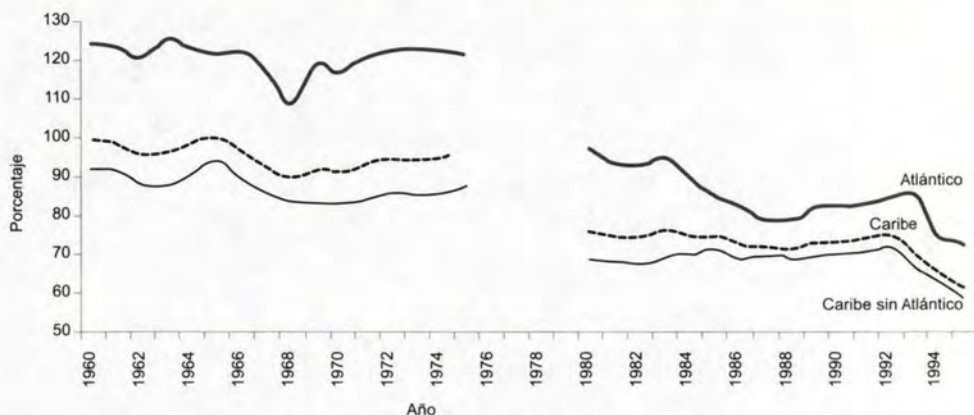
NUEVOS DEPARTAMENTOS



Nota: La contribución departamental a la convergencia se calculó como la desviación entre el logaritmo del PIB per cápita de cada departamento y la media nacional.

FUENTE: CÁLCULOS DE LOS AUTORES.

Gráfico 21 PIB per cápita real de la región Caribe y del departamento del Atlántico como porcentaje del promedio nacional, 1960-1995.



FUENTE: CÁLCULOS DE LOS AUTORES CON BASE EN INANDES Y DANE.

efectos de las políticas para el fomento de la industrialización por sustitución de importaciones (ISI), la consolidación de Bogotá como la gran metrópoli colombiana y el secular declive económico relativo de los departamentos de la Costa Caribe.

Las políticas para fomento activo de la industrialización por sustitución de importaciones (ISI), que se generalizaron en América Latina bajo el influjo intelectual de la CEPAL, tenían claros sesgos a favor de las áreas urbanas e industriales. Como tal esas políticas, especialmente aquellas destinadas a proteger la producción doméstica de algunos productos, tuvieron efectos significativos sobre las disparidades inter-regionales. En el caso colombiano Jorge García García ha argumentado que las políticas económicas seguidas durante la ISI discriminaron contra las regiones más pobres del país.²³ Por ejemplo: "... la protección arancelaria favoreció a ciertas actividades sobre otras y, por ende, favoreció a unas regiones más que a otras"²⁴.

Esto se ve claramente en el caso de la industria, uno de los sectores más protegidos, y en el cual la mayor parte de la producción se ha concentrado en el triángulo formado por las ciudades de Bogotá, Medellín y Cali. En 1995, por

23 Jorge García García, "El modelo económico colombiano impidió el desarrollo de las regiones atrasadas", *I Simposio sobre la economía de la Costa Caribe: Hacia la convergencia*, Cartagena, 8 y 9 de octubre, 1998, (mimeo).

24 *Ibid.*, p. 20.

ejemplo, el 59% del valor agregado de toda la industria nacional se generó en las tres ciudades mencionadas. Por lo tanto, los altos aranceles a las importaciones industriales funcionaban como un subsidio para zonas donde estaba localizada la industria y como un impuesto para el resto.

Uno de los hechos más protuberantes del desarrollo regional colombiano de los últimos cuarenta años ha sido la creciente supremacía de Bogotá sobre el resto de las ciudades del país. Lo que había sido singular del proceso de urbanización de Colombia, desde comienzos de siglo hasta más o menos la década de 1960, era que se habían desarrollado cuatro centros urbanos de gran importancia y con un tamaño demográfico muy equilibrado entre sí. El geógrafo francés Vincent Gouëset ha caracterizado ese tipo de urbanización como cuadricefálico.²⁵

A partir de la década de 1960, el crecimiento de la red urbana colombiana se ha ido acercando al patrón típico latinoamericano en el cual hay una metrópoli dominante. En efecto, tanto desde el punto de vista demográfico como económico se ha producido un despegue de Bogotá en las últimas décadas. Por ejemplo, mientras en 1960 la economía de Bogotá representaba el 13,9% del PIB nacional, ya para 1995 esa participación se había elevado al 23,6% (véase Gráfico 22). Krugman y Livas Elizondo argumentan que la aparición de enormes centros metropolitanos en los países en desarrollo se debe, en gran medida, a las políticas para el fomento de la ISI.²⁶

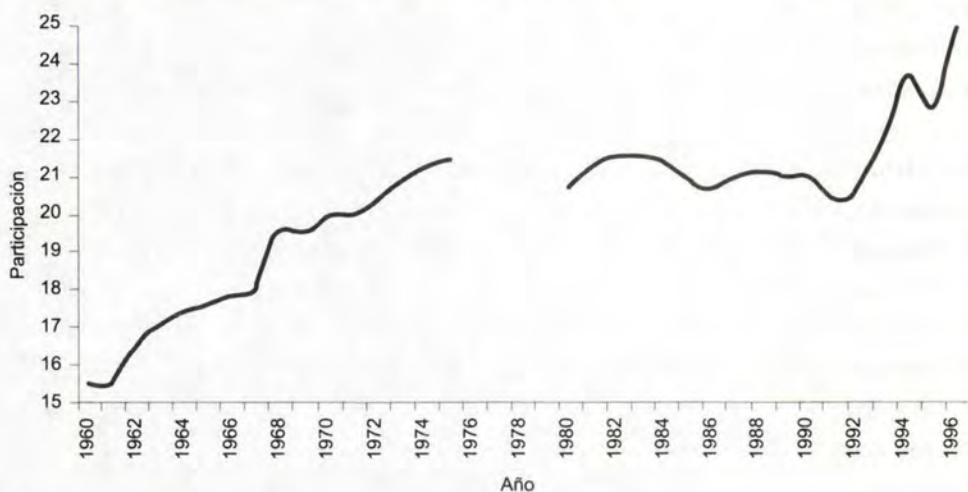
Además de las políticas proteccionistas que privilegian el mercado interno, y de la cual Bogotá ha sido una de las principales beneficiarias, el vertiginoso ascenso de esta ciudad se explica por la expansión sin precedentes que ha tenido el estado colombiano en los últimos 50 años. Mientras que en 1950 los gastos del gobierno representaron sólo el 8.8% del PIB, ya para 1997 se habían incrementado al 37.2%.²⁷ Es obvio que Bogotá, como ciudad capital, debe haber recibido un porcentaje enorme del aumento del gasto en burocracia, funcionamiento e inversión, lo cual ayudó a que tuviera tasas de crecimiento por encima de la media nacional. Todo ello, por supuesto, contribuyó a la creciente dispersión en los niveles relativos de desarrollo regional.

25 Vicent Gouëset, *Bogotá: nacimiento de una metrópoli*, Tercer Mundo Editores, Bogotá, 1988.

26 Paul Krugman and Raul Livas Elizondo, "Trade Policy and the Third World Metropolis", *Journal of Development Economics*, v. 49, 1996, p. 138.

27 Jorge Garcia Garcia and Sisira Jayasuriya, *Courting Turmoil and Deferring Prosperity, Colombia Between 1960 and 1990*, The World Bank, Washington, D.C., 1997, p. 130.

Gráfico 22 Evolución de la participación de Bogotá en el PIB total nacional, 1960 – 1995.



FUENTE: CÁLCULOS DE LOS AUTORES.

El último factor que se ha planteado como uno de los que más contribuyó a la polarización en el PIB per cápita departamental es el dramático proceso de empobrecimiento relativo de la Costa Caribe. Aunque ese proceso se inició en la primera mitad del siglo XX, en ese primer período, y como se comentó arriba, ello contribuyó a la convergencia nacional por cuanto la Costa Caribe tenía niveles de ingreso por encima del promedio del país, como resultado de la evidente prosperidad del departamento del Atlántico y en particular de Barranquilla, su capital.

En contraste, en el período 1960-1995 continuó el empobrecimiento relativo de la Costa Caribe, pero ello no contribuyó a la convergencia inter-departamental sino todo lo contrario, por cuanto ahora su PIB per cápita se aleja cada vez más, por abajo, del promedio nacional. Varios factores han hecho que la tasa de crecimiento del PIB per cápita de la Costa Caribe se rezagará con respecto al del resto del país en este período. Aquí se podrían destacar algunos de los principales: la mayoría de sus departamentos son principalmente ganaderos (Cesar, Magdalena, Córdoba y Sucre) y la ganadería ha sido un sector muy poco dinámico en las últimas décadas; la región tiene una tasa de crecimiento de la población por encima de la media nacional y su dotación de capital humano es de las más bajas del país.²⁸

²⁸ Adolfo Meisel Roca, "Rezago relativo y creciente integración, 1950-1994" en Adolfo Meisel Roca (editor), *Historia económica y social del Caribe Colombiano*, Ediciones UNINORTE, Barranquilla, 1994.

Conclusiones

Los resultados de este trabajo son bastante evidentes en cuanto a que Colombia tuvo un claro proceso de convergencia inter-departamental en el período 1926-1960 (tanto beta como sigma). Además, resulta evidente que en épocas más recientes (1960-1995) la situación ha cambiado y se ha presentado una creciente polarización en los niveles de ingreso per cápita departamental.

Tal vez los principales aportes de este trabajo son los de haber ampliado el horizonte temporal al usar la información de los depósitos bancarios como *proxy* del PIB departamental entre 1926 y 1960 y el usar varias medidas de dispersión adicionales (como el coeficiente de variación ponderado, el índice de Theil, los indicadores gamma y alfa), lo cual permite concluir que se obtienen resultados “robustos”.

Cabe destacar el evidente impacto sobre las tendencias en la dispersión del PIB per cápita que han tenido en las últimas décadas Bogotá, que se consolida como la gran metrópoli colombiana, y la Costa Caribe, que ha sufrido un proceso de empobrecimiento relativo a lo largo de todo el siglo XX.

De la visión de largo plazo que se obtuvo en este trabajo sobre el desarrollo departamental en Colombia en el siglo XX, se desprende que la evolución de las disparidades inter-regionales depende de fuerzas económicas (como las economías de escala), políticas (como las inversiones públicas) y geográficas (como los cambios en las ventajas comparativas en materia de acceso a vías de comunicación naturales). La interacción entre todas ellas es la que determina si habrá o no convergencia.

Anexos

Anexo 1. Estimación convergencia tipo β

Período	β	Error estándar	t-estadístico	Prob.	R ²
1926-1940 (14 observaciones)	0.023	0.0109	2.1181	0.056	0.34
1940-1950 (15 observaciones)	0.031	0.0048	6.4747	0.000	0.82
1950-1960 (15 observaciones)	0.025	0.0082	3.0112	0.010	0.47
1926-1960 (14 observaciones)	0.025	0.0060	4.1871	0.001	0.78
1960-1970 (24 observaciones)	0.007	0.0107	0.7214	0.478	0.02
1970-1980 (24 observaciones)	0.032	0.0169	1.9305	0.067	0.19
1980-1990 (25 observaciones)	0.023	0.0170	1.1989	0.243	0.07
1990-1995 (25 observaciones)	-0.030	0.0153	-1.9775	0.060	0.12
1960-1995 (24 observaciones)	0.013	0.0111	1.1851	0.249	0.09

Nota: Los cálculos fueron realizados por los autores aplicando mínimos cuadrados no lineales para estimar ecuaciones de la forma:

$$(1/T) * \text{Log}(y_{i,t} / y_{i,t-T}) = \alpha - \text{Log}(y_{i,t-T}) * ((1 - e^{-\beta T})(1/T)) + v_{i,t}$$

donde y_i es el PIB per cápita del departamento i al inicio del período, $T-t$, y al final del período, t . T es el número de años en cada subperíodo.

FUENTE: CÁLCULOS DE LOS AUTORES.

Anexo 2. Indicadores empleados en el análisis de las disparidades, 1926-1960

Año	Coefficiente de variación ponderado	Índice de Theil	Indicador γ	Indicador α	Índice de Herfindahl-Hirschman
1926	1.11	0.24	48.4	3.8	2,503
1927	1.04	0.22	47.4	3.9	2,253
1928	1.09	0.23	37.6	3.6	2,533
1929	1.04	0.20	24.3	3.8	2,539
1930	ND	ND	ND	ND	ND
1931	ND	ND	ND	ND	ND
1932	1.36	0.30	43.7	5.2	3,636
1933	1.25	0.27	38.4	4.3	3,078
1934	1.10	0.23	36.0	3.8	2,486
1935	1.10	0.22	27.8	3.6	2,528
1936	1.06	0.21	35.2	3.7	2,367
1937	1.14	0.23	38.7	3.8	2,573
1938	1.03	0.19	65.7	3.9	2,114
1939	1.10	0.21	38.6	3.7	2,424
1940	1.11	0.22	38.7	3.7	2,544
1941	1.08	0.21	33.5	3.6	2,460
1942	1.01	0.19	29.3	3.4	2,276
1943	0.98	0.17	20.4	3.3	2,206
1944	0.92	0.16	17.7	3.1	2,069
1945	0.89	0.15	13.7	3.0	2,016
1946	0.91	0.15	16.1	3.0	2,051
1947	0.86	0.13	13.7	2.8	1,933
1948	0.85	0.13	11.6	2.8	1,937
1949	0.90	0.14	14.1	3.2	2,133
1950	0.93	0.15	14.0	3.3	2,212
1951	0.92	0.15	14.6	3.4	2,245
1952	0.85	0.13	13.2	3.1	2,071
1953	0.92	0.14	12.9	3.4	2,275
1954	0.92	0.14	13.6	3.4	2,271
1955	0.95	0.15	15.3	3.6	2,383
1956	1.00	0.16	18.0	3.8	2,570
1957	0.90	0.13	11.6	3.4	2,315
1958	0.86	0.12	10.9	3.2	2,222
1959	0.85	0.12	10.8	3.1	2,219
1960	0.91	0.13	11.0	3.4	2,394

Notas:

$$CVP = \frac{\sqrt{\sum_i (y_i - \bar{y})^2 P_i / P}}{\sum_i y_i P_i / P} \quad \gamma = \frac{Y \text{ máximo}}{Y \text{ mínimo}} \quad \alpha = \frac{Y \text{ máximo} - Y \text{ mínimo}}{Y \text{ mínimo}}$$

$$I = \sum_i (y_i / \bar{y}) \cdot \log [(y_i / p_i) / (y / p)]$$

y_i es el PIB del departamento i , \bar{y} es el PIB promedio nacional, P_i es la población del departamento i y P es la población nacional.

N.D.: No Disponible.

FUENTE: CÁLCULOS DE LOS AUTORES.

Anexo 3. Indicadores empleados en el análisis de las disparidades, 1960-1995.

Año	Coefficiente de variación ponderado	Índice de Theil	Indicador γ	Indicador α	Índice de Herfindahl-Hirschman
1960	0.33	0.020	6.11	1.66	800
1961	0.32	0.020	6.04	1.60	809
1962	0.34	0.022	6.31	1.67	833
1963	0.35	0.023	6.05	1.67	853
1964	0.35	0.021	6.18	1.66	857
1965	0.35	0.023	6.66	1.64	857
1966	0.34	0.020	6.23	1.61	869
1967	0.33	0.017	6.08	1.57	875
1968	0.36	0.017	6.37	1.69	913
1969	0.35	0.013	5.99	1.60	916
1970	0.35	0.010	6.75	1.66	936
1971	0.33	0.011	5.18	1.49	926
1972	0.34	0.016	7.20	1.61	937
1973	0.35	0.018	6.96	1.60	958
1974	0.34	0.020	6.84	1.58	961
1975	0.32	0.021	6.75	1.53	958
1976	N.D.	N.D.	N.D.	N.D.	N.D.
1977	N.D.	N.D.	N.D.	N.D.	N.D.
1978	N.D.	N.D.	N.D.	N.D.	N.D.
1979	N.D.	N.D.	N.D.	N.D.	N.D.
1980	0.32	0.022	4.00	1.36	984
1981	0.33	0.022	4.07	1.39	1.010
1982	0.33	0.023	4.02	1.37	1.007
1983	0.31	0.021	4.19	1.37	996
1984	0.31	0.022	3.93	1.32	1.003
1985	0.33	0.021	3.51	1.20	977
1986	0.33	0.022	3.39	1.16	979
1987	0.33	0.023	3.43	1.17	974
1988	0.34	0.023	3.25	1.14	984
1989	0.33	0.022	3.26	1.25	962
1990	0.33	0.022	3.78	1.43	963
1991	0.33	0.022	4.29	1.51	934
1992	0.33	0.022	4.07	1.31	955
1993	0.35	0.024	4.18	1.28	997
1994	0.41	0.031	4.71	1.47	1.083
1995	0.42	0.034	4.88	1.46	1.062

Notas:

$$CVP = \frac{\sqrt{\sum_i (y_i - \bar{y})^2 P_i / P}}{\sum_i y_i P_i / P} \quad \gamma = \frac{Y \text{ máximo}}{Y \text{ mínimo}} \quad \alpha = \frac{Y \text{ máximo} - Y \text{ mínimo}}{Y \text{ mínimo}}$$

$$I = \sum_i (y_i / \bar{y}) \cdot \log [(y_i / P_i) / (\bar{y} / P)]$$

y_i es el PIB del departamento i , \bar{y} es el PIB promedio nacional, P_i es la población del departamento i y P es la población nacional.

N.D.: No Disponible.

FUENTE: CÁLCULOS DE LOS AUTORES.

Bibliografía

- BARNHART, Donald, "Colombian Transportation Problems and Policies, 1923-1948", Ph. D. Dissertation, University of Chicago, 1953.
- BARRO, Robert, "Economic Growth in a Cross Section of Countries", *The Quarterly Journal of Economics*, v. 2, n. 106, 1991.
- BARRO, Robert, *Economic Growth*, McGraw-Hill, New York, 1995.
- BARRO, Robert and SALA-I-MARTIN, Xavier, "Convergence Across States and Regions", *Brookings Papers on Economic Activity*, n. 1, 1991.
- BASTIDAS, Alexander, "¿Convergencia económica?", *Ensayos de economía*, v. 7, n. 11, Universidad Nacional de Colombia, Medellín, diciembre, 1996.
- BIRCHENALL, Javier y MURCIA, Guillermo, "Convergencia regional: una revisión del caso colombiano", *Desarrollo y sociedad*, n. 40, septiembre, 1997.
- CÁRDENAS, Mauricio, "Crecimiento y convergencia en Colombia: 1950-1990", *Planeación y desarrollo*, v. XXIV, edición especial, diciembre, 1993.
- CÁRDENAS, Mauricio, "El desarrollo económico de la Costa Caribe: un análisis departamental", *I Simposio de la economía de la Costa Caribe: hacia la convergencia*, Cartagena, 8 y 9 de octubre, 1998, (mimeo).
- CÁRDENAS, Mauricio y ESCOBAR, Andrés, "Infraestructura y crecimiento departamental 1950-1994", *Planeación y desarrollo*, v. XXVI, n. 4, octubre - diciembre, 1995.
- CÁRDENAS, Mauricio, PONTÓN, Adriana y TRUJILLO, Juan, "Convergencia y migraciones inter-departamentales en Colombia: 1950-1989", *Coyuntura económica*, v. 23, n. 1, abril, 1993.
- CÁRDENAS, Mauricio and PONTÓN, Adriana, "Growth and Convergence in Colombia: 1950 - 1990", *Journal of Development Economics*, v. 47, 1995.
- CÁRDENAS, Mauricio y YANOVICH, Denisse, "Café y desarrollo económico: un análisis departamental", *Coyuntura social*, n. 16, mayo, 1997.
- CUADRADO, Juan, MANCHA, Tomás y GARRIDO, Rubén, *Convergencia regional en España: Hechos tendencias y perspectivas*, Fundación Argentaria-Visor Dis., España, 1998.
- DNP, *Cuentas regionales de Colombia 1960-1975*, Bogotá, 1977.
- EDER, Phanor, *Colombia*, T. Fisher Unwin, London, 1913.
- GARCÍA García, Jorge, "El modelo económico colombiano impidió el desarrollo de las regiones atrasadas", *I Simposio sobre la economía del Costa Caribe: Hacia la convergencia*, Cartagena, 8 y 9 de octubre, 1998, (mimeo).
- GARCÍA García, Jorge and JAYASURIYA, Sisira, *Courting Turmoil and Deferring Prosperity, Colombia Between 1960 and 1990*, World Bank, Washington, D. C., 1997.
- GAROFOLI, Gioacchino, "Regional Inequalities and Development in the Mezzogiorno", *Economic Notes*, n. 2, 1987.

- GOUËSET, Vicent, *Bogotá: nacimiento de una metrópoli*, Tercer Mundo Editores, Bogotá, 1998.
- JARAMILLO, Samuel y CUERVO, Luis Mauricio, *La configuración del espacio regional en Colombia*, CEDE, UNIANDES, Bogotá, 1987.
- KIM, Sukkoo, "Economic Integration and Convergence: U.S. Regions, 1840-1987", *Journal of Economic History*, v. 58, n. 3, sept., 1998.
- KRUGMAN, Paul, *Geografía y comercio*, Antoni Bosch Editor, Barcelona, 1992.
- KRUGMAN, Paul and LIVAS Elizondo, Raul, "Trade Policy and the Third World Metropolis", *Journal of Development Economics*, v. 49, 1996.
- McGREEVEY, William Paul, *Historia económica de Colombia. 1845-1930*, Tercer Mundo editores, Bogotá, 1982.
- MEISEL Roca, Adolfo, "Polarización o convergencia? A propósito de Cárdenas, Pontón y Trujillo", *Coyuntura económica*, v. 23, n. 2, julio, 1993.
- MEISEL Roca, Adolfo, "¿Por qué perdió la costa Caribe el siglo xx?", *Documentos de trabajo sobre economía regional*, n. 7, Banco de la República, sucursal Cartagena, enero, 1999.
- MEISEL Roca, Adolfo, "Rezago relativo y creciente integración, 1950-1994", en Adolfo Meisel Roca (editor), *Historia económica y social del Caribe Colombiano*, Ediciones UNINORTE, Barranquilla, 1994.
- MORA, John y SALAZAR, Boris, "Fábula y trama en el relato de la convergencia", *Boletín socioeconómico*, n. 27, CIDSE – Universidad del Valle, junio, 1994.
- QUAH, Danny, "Galton's Fallacy and Test of Convergence Hypothesis", *Scandinavian Journal of Economics*, v. 95, n. 4, 1993.
- QUAH, Danny, "Empirics for Growth and Distribution: Stratification, Polarization, and Convergence Clubs", *Journal of Economic Growth*, n. 2, 1997.
- ROCHA, Ricardo y VIVAS, Alejandro, "Crecimiento regional en Colombia: ¿persiste la desigualdad?", *Revista de economía del Rosario*, v. 1, n. 1, enero, 1998.
- SALA-I-MARTIN, Xavier, *Apuntes de crecimiento económico*, Antoni Bosch Editor, Barcelona, primera edición, octubre, 1994.
- UNIVERSIDAD DE LOS ANDES – CIDER, "Efectos regionales de la apertura de la economía – Estudio de caso", Bogotá, noviembre, 1994.

El crecimiento económico de las ciudades colombianas y sus determinantes, 1973-1998*

LUIS ARMANDO GALVIS**
ADOLFO MEISEL ROCA***

Introducción

“Las ciudades son como los transformadores eléctricos. Ellas aumentan la tensión, el ritmo del cambio y constantemente revitalizan la vida humana... Las ciudades son punto de inflexión, de ruptura en la historia. Cuando aparecieron por primera vez, trayéndonos la palabra escrita, abrieron la puerta de lo que hoy llamamos historia.”

FERNAND BRAUDEL, CIVILIZATION AND CAPITALISM, 1981.

LA ABRUPTA GEOGRAFÍA que caracteriza a Colombia llevó al surgimiento de varias regiones claramente diferenciadas tanto en términos económicos como culturales. Ello generó un patrón de urbanización caracterizado por la existencia de varias ciudades importantes, relativamente equilibradas entre sí.

En este trabajo se estudian los determinantes del crecimiento del PIB per cápita de las ciudades de Colombia durante el período 1973-1998. Las ciudades incluidas en la muestra corresponden a aquellas que en 1973 tenían una población

* Documento preparado para el “II Simposio sobre la Economía de la Costa Caribe: Las ciudades portuarias como polos de crecimiento”, realizado en Cartagena el 5 y 6 de octubre de 2000. Los autores agradecen los comentarios de Ricardo Rocha, Santiago Montenegro, Luis Mauricio Cuervo, Miguel Urrutia, Salomón Kalmanovitz, Marco Rodríguez, Marta Misas, Carlos Esteban Posada y los demás asistentes al seminario de Estudios Económicos del Banco de la República en Bogotá. Así mismo, agradecen los comentarios de los asistentes al seminario de Fedesarrollo.

** Economista del departamento de Estudios Económicos del Banco de la República, Cartagena. Email: lgalviap@banrep.gov.co

*** Gerente, Banco de la República, Cartagena. Email: ameisero@banrep.gov.co

por encima de los 50.000 habitantes en cabecera, para las cuales existía la información requerida en el estudio¹ (Véase Mapa 1).

La ventaja de estudiar la dinámica económica regional a través del análisis de las ciudades en vez de los departamentos, la principal subdivisión nacional de Colombia, consiste en que las ciudades son unidades económicas definidas con menos arbitrariedad que los departamentos, para los cuales los límites son principalmente accidentales.²

Los resultados muestran que en Colombia se ha presentado un proceso de polarización urbana, ya que las disparidades económicas entre las principales ciudades se están incrementando en forma acelerada. Esto ha sido especialmente claro a partir de la década de 1990, por razones que aún no han sido estudiadas a fondo.

El crecimiento de las ciudades

En la última década se ha generado una amplia literatura económica en torno a los determinantes del crecimiento de las ciudades. Esta literatura ha sido inspirada por la nueva teoría del crecimiento, en la cual se señalan las externalidades, y particularmente las externalidades del conocimiento, como motores de crecimiento.³

Los economistas urbanos han enfatizado que las externalidades del conocimiento son mayores en las ciudades, donde la alta densidad e interacción de la población facilita los flujos de información entre trabajadores y empresas. De esta manera, la nueva teoría del crecimiento es particularmente relevante para estudiar por qué crecen las ciudades.

La literatura actual sobre los determinantes del crecimiento urbano también ha sido influenciada por los recientes trabajos sobre geografía económica y su énfasis en las economías de escala.⁴ En este sentido se destacan los trabajos de

1 Las ciudades de más de 50.000 habitantes en cabecera en 1973 eran 32. Sin embargo, sólo para 20 de ellas se logró encontrar información de todas las variables utilizadas.

2 Edward L. Glaeser, Jose A. Scheinkman, and Andrei Shleifer, "Economic Growth in a Cross-Section of Cities", *NBER Working Paper Series*, No. 5013, February, 1995.

3 Paul M. Romer, "Increasing Returns and Long-Run Growth", *Journal of Political Economy*, Vol. 94, October, 1986 y Robert Lucas, "On the Mechanics of Economic Development", *Journal of Monetary Economics*, Vol. 22, July, 1988.

4 Paul Krugman, "Increasing Returns and Economic Geography", *Journal of Political Economy*, Vol. 99, June, 1991.

Mapa 1. Ciudades incluidas en el estudio



FUENTE: ELABORACIÓN CON BASE EN IGAC

Paul Krugman quien, a partir de la tradición marshalliana, retoma el análisis de las economías externas y las economías de escala, señalando que las decisiones de los productores en torno a la localización tienen en cuenta el acceso a los mercados para aprovechar las economías de escala, y éstas, a su vez, refuerzan la concentración geográfica de la actividad económica, con lo cual existe una relación en ambos sentidos.⁵

Recientemente algunos autores han insistido en la importancia de la geografía y la dotación natural de recursos como determinantes del crecimiento de los países. En general esta literatura ha sido inspirada por los trabajos de Jeffrey Sachs y John L. Gallup,⁶ para quienes el crecimiento económico de un país está determinado por variables como la localización respecto a las zonas tropicales (a mayor cercanía al trópico, menor crecimiento), la distancia respecto a una región económica importante, el volumen de hidrocarburos per cápita, los costos de transporte, y la incidencia de la malaria. Gallup y Sachs encontraron que el grado de urbanización es mayor en aquellos países que se localizan cerca de regiones centrales importantes y en aquellos en los que la población está concentrada cerca de las costas.

Finalmente, los estudios empíricos sobre crecimiento y convergencia inspirados por los trabajos de Robert J. Barro y Xavier Sala-I-Martin también han ejercido una fuerte influencia sobre la reciente literatura acerca del crecimiento económico urbano.⁷

Algunas de las contribuciones más destacadas a la nueva literatura sobre crecimiento en las ciudades, han sido realizadas por Vernon Henderson, Andrei Shleifer y Edward L. Glaeser.⁸ Este último autor analiza el crecimiento de las ciudades y resalta que el ambiente urbano no sólo permite desarrollar ciertas ventajas en la producción, sino que también facilita y promueve la esfera del

5 Ver Paul Krugman, "The Role of Geography in Development", *Annual World Bank Conference on Development Economics*, Washington, D.C., 1998.

6 John Gallup, Jeffrey Sachs, and Andrew Mellinger, "Geography and Economic Development", *Annual World Bank Conference on Development Economics*, 1998.

7 Robert Barro, "Economic Growth in a Cross Section of Countries", *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 2, No. 106, 1991; Robert Barro and Xavier Sala-I-Martin, "Convergence Across States and Regions", *Brookings Papers on Economic Activity*, No. 1, 1991.

8 Edward L. Glaeser, Hedi D. Kallal, Jose A. Scheinkman, and Andrei Shleifer, "Growth in Cities", *Journal of Political Economy*, Vol 100, No. 6, 1992; Edward L. Glaeser, Jose Scheinkman, and Andrei Shleifer, "Economic Growth in a Cross-Section of Cities", *NBER Working Paper Series*, No. 5013, February, 1995; Alberto F. Ades and Edward L. Glaeser, "Trade and Circuses: Explaining Urban Giants", *Quarterly Journal of Economics*, February, 1995; Duncan Black and Vernon Henderson, "A Theory of Urban Growth", *Journal of Political Economy*, Vol. 107, No. 21, 1999.

Tabla 1 Población de las ciudades incluidas en el estudio (1998)

Egotá	6,112,196
Cali	2,060,363
Medellín	1,935,056
Barranquilla	1,200,818
Cartagena	852,594
Cúcuta	605,387
Bucaramanga	511,358
Pereira	446,231
Ibagué	416,648
Pasto	369,829
Santa Marta	363,350
Manizales	358,467
Montería	316,843
Neiva	313,567
Villavicencio	305,918
Armenia	283,249
Buenaventura	260,211
Sincelejo	222,200
Popayán	218,567
Tunja	117,500

FUENTE: DANE. PROYECCIONES DE POBLACIÓN 1995-2005.

consumo. Esto es, las ciudades también deben ser vistas como centros de consumo en donde se proveen ciertos atractivos (*amenities*) que permiten concentrar más consumidores.⁹ Ello por cuanto en los centros urbanos se adquieren con mayor facilidad gran cantidad de bienes y servicios dada la existencia de puntos de producción y distribución. Adicionalmente, el espacio es agradable para vivir, y pueden existir atractivos como una buena provisión de servicios públicos, por ejemplo, bibliotecas, museos, sitios culturales, de esparcimiento y recreación. Se destaca también que en la ciudad es posible tener una mayor movilización (mayor velocidad de circulación).

En el análisis de Edward Glaeser para Estados Unidos la principal medida del crecimiento de las ciudades es el crecimiento de la población. Este autor encuentra una relación positiva entre el crecimiento económico y el crecimiento de la población.¹⁰ Ello resulta cierto en la medida en que hay una buena movilidad de

9 Edward L. Glaeser, Jed Kolko, and Albert Saiz, "Consumer City", *NBER Working Paper Series*, No. 7790, July, 2000.

10 Edward L. Glaeser, Jose Scheinkman, and Andrei Shleifer, *Op. Cit.*

los factores, lo cual lleva a reducir las brechas existentes en el ingreso de una región o ciudad frente a las demás. Todo esto bajo el supuesto de rendimientos marginales decrecientes de los factores productivos. Así pues, el flujo migratorio debe corregir las desigualdades existentes, puesto que un mayor ingreso per cápita significa mayores salarios y por ende mayor desarrollo de las ciudades o regiones, que con ello se convertirán en polos atractores para los inmigrantes. Por otra parte, la mayor contratación de factor trabajo reduce su productividad marginal y con ello su remuneración, incentivándolo a que se localice en zonas en donde se presenta una situación más favorable.

En Colombia en la década de 1990 se han llevado a cabo varios estudios sobre los determinantes del crecimiento del PIB per cápita regional, a nivel de los departamentos, al igual que sobre las tendencias en las disparidades entre ellos. Mauricio Cárdenas (1993) inició los estudios del crecimiento regional y las disparidades en Colombia, empleando la metodología popularizada por Robert Barro.¹¹ En el trabajo de Cárdenas, et. al., se argumentó que en el período 1950-1989 Colombia experimentó tanto convergencia β como σ . Sin embargo, este resultado ha sido cuestionado posteriormente por todos los autores que han realizado investigaciones en esta misma línea. El consenso apunta a que desde el inicio de la década de 1960, el país ha experimentado un proceso de polarización en el PIB per cápita regional, el cual se aceleró fuertemente en la década de 1990.¹² En este sentido, se encuentra que la desviación estándar del logaritmo del PIB departamental se incrementó de 0.36 en 1960 a 0.48 en 1995.¹³

Recientemente, Fabio Sánchez y Jairo Núñez estudiaron los determinantes del crecimiento de los municipios colombianos, y la evolución de las disparidades en el ingreso per cápita entre éstos.¹⁴ Debido a que en Colombia no se calcula el PIB municipal, sino sólo el del nivel nacional y departamental, Sánchez y Núñez utilizaron como *proxy* del PIB de los municipios los ingresos tributarios de

11 Mauricio Cárdenas, Adriana Pontón y Juan Pablo Trujillo, "Convergencia y migraciones inter-departamentales en Colombia: 1950-1990", *Coyuntura económica*, Vol. 23, No. 1, abril, 1993.

12 Javier Birchenall y Guillermo E. Murcia, "Convergencia regional: una revisión del caso colombiano", *Desarrollo y sociedad*, No. 40, septiembre, 1997; Ricardo Rocha y Alejandro Vivas, "Crecimiento regional en Colombia: persiste la desigualdad", *Revista de economía del Rosario*, Vol. 1, No. 1, enero, 1998; Jaime Bonet y Adolfo Meisel, "La convergencia regional en Colombia: una visión de largo plazo, 1926-1995", *Coyuntura económica*, Vol. XXIX, No. 1, marzo, 1999.

13 Bonet y Meisel, *Op.Cit.*, p. 90.

14 Fabio Sánchez y Jairo Núñez, "Geography and Economic Development: A Municipal Approach for Colombia", CEDE, Uniandes, February, 2000.

industria, comercio y predial municipal, como proporción de lo recaudado en todo el departamento, asumiendo que esa participación equivale a la participación porcentual del municipio en el PIB departamental.

El modelo utilizado por Sánchez y Núñez sigue de cerca los trabajos de Jeffrey Sachs y aquellos relacionados con el rol de la geografía en el desarrollo económico de los países.¹⁵ No obstante, una diferencia importante entre el análisis de la influencia de la geografía física sobre el crecimiento económico en el trabajo de Sachs, et. al., y la aplicación de Sánchez y Núñez, para el estudio de las diferencias regionales dentro de un país, es que la migración entre países es mucho más limitada que entre las regiones de un país. Así, pues, para el caso de las diferencias en los niveles de ingreso al interior de un país, el papel de la geografía física y los recursos naturales puede ser más limitado, en la medida en que la población no está “atrapada” en una región geográfica particular, ya que nacionalmente hay una movilidad de la mano de obra mucho mayor que a nivel internacional.¹⁶ Esta es una diferencia crucial entre los trabajos de Sachs, et. al., y el de aquellos autores que pretenden explicar las disparidades económicas de un país a través de la geografía.

También es importante mencionar que la muestra escogida por Sánchez y Núñez incluye gran cantidad de pequeños municipios relativamente pobres, rurales y agrarios. De esa forma, dichos autores sobreestiman la influencia de la geografía para entender las disparidades interregionales en Colombia, ya que la influencia de la geografía se manifiesta esencialmente a través de diferencias en la productividad agrícola. Sin embargo, la agricultura es importante principalmente para los municipios más pobres y pequeños, los cuales aportan sólo un pequeño porcentaje del PIB total nacional. Nótese que la participación del sector agrícola en el PIB nacional en el año 1997 sólo llegó a ser de 13%, de acuerdo con las cuentas nacionales.¹⁷

15 Gallup, Sachs, y Mellinger, *Op.Cit.*

16 El caso de México, por ejemplo, tiene otras particularidades pues por razones históricas la tenencia de la tierra se basó principalmente en el “ejido”, caracterizado por la no existencia de la propiedad individual sobre la tierra, sino solamente por el derecho al usufructo. En esta situación se restringe la movilidad de la población entre regiones, ya que el que emigra pierde el derecho al goce del terreno. Véase al respecto: Gerardo Esquivel, “Crecimiento regional, convergencia y migración en México, 1940-1995”, Mimeo, México, 1999. y Gerardo Esquivel, “Geografía y desarrollo económico en México”, Mimeo, México, Abril, 2000.

17 Véase DANE, Cuentas departamentales de Colombia, 1994-1997.

Por ejemplo, para el 25% de los municipios más ricos de la muestra, el modelo de Sánchez y Núñez explica entre el 19% y el 35% de las disparidades en el PIB per cápita. Sin embargo, es importante anotar que ese 25% de municipios más ricos incluye también gran cantidad de aquellos que son agrícolas, y relativamente pobres, para los cuales las variables geográficas, necesariamente, son importantes.

No obstante, dichos municipios agrícolas representan sólo un pequeño porcentaje de la población colombiana e inclusive una pequeña parte del PIB. Por ejemplo, el número de municipios incluidos dentro del 25% más prósperos es de aproximadamente 218, pero aquellos que tienen más de 50.000 habitantes son tan sólo 106, con lo cual, los municipios restantes son entonces bastante pequeños y principalmente rurales. Se logra así introducir un sesgo que sobrepondera a los municipios agrícolas y, por lo tanto, al papel de la geografía física en la determinación del PIB per cápita y su crecimiento.

Es más, en la muestra de Sánchez y Núñez se pondera igual a Bogotá que a Chivolo, a pesar de que la primera concentra el 15,2% de la población nacional y esta última sólo representa el 0,05% del total. Para Chivolo, cuya producción es principalmente agropecuaria, la calidad de los suelos, la lluvia, la altitud sobre el nivel del mar, es probable que sean muy importantes. No sucede lo mismo para Bogotá, cuya producción más importante son los servicios, como los de gobierno y los financieros, y la industria. Así, pues, en la medida en que hay muchos Chivolos y pocos Bogotás en su muestra, compuesta de 873 municipios, sus resultados están sesgados a favor de la influencia geográfica en la explicación de las disparidades inter-regionales. Es decir, que este es un caso en el cual "más es menos", por cuanto la proliferación de Chivolos no deja ver a Bogotá.

Las deficiencias del modelo usado por Sánchez y Núñez nos han llevado a seguir una ruta diferente, que consiste en estudiar los determinantes del crecimiento de las principales ciudades de Colombia, que representan el 42% de la población nacional y más del 50% del PIB total. Consideramos que este modelo es crucial para entender las dinámicas regionales de un país industrial y crecientemente urbanizado como lo es Colombia.

Crecimiento y convergencia: aproximación teórica

A partir de la década de 1980 se ha generado un gran interés en torno al crecimiento económico y la hipótesis de la convergencia, según la cual los países y regiones pobres deben crecer más rápido que los ricos. En este sentido se resaltan

los trabajos de Abramovitz (1986), Romer (1986), Lucas (1988), y Barro y Sala-I-Martin (1990).

Una de las contribuciones más influyentes a la literatura en torno al crecimiento económico y la hipótesis de convergencia ha sido la que realizaron Robert Barro y Xavier Sala-I-Martin. Dichos autores suponen una función de producción del tipo Cobb-Douglas, asumiendo que:

$$Y_t = F(K, L) = AK_t^\beta L_t^\alpha$$

donde Y es el producto, K y L son respectivamente el factor capital y el factor trabajo. β y α son las elasticidades producto respecto a cada uno de estos factores.¹⁸

Esta función cumple con las condiciones planteadas en el modelo de crecimiento neoclásico, que se resumen en las siguientes expresiones:

$$\frac{\partial Y}{\partial K} > 0 ; \quad \frac{\partial^2 Y}{\partial K^2} < 0 ; \quad \frac{\partial Y}{\partial L} > 0 ; \quad \frac{\partial^2 Y}{\partial L^2} < 0 ; \tag{1}$$

Bajo estas condiciones la productividad marginal de los factores es creciente, pero a ritmos decrecientes.

Además, la función de producción presenta rendimientos constantes a escala cumpliéndose así que: $F(\lambda K, \lambda L) = \lambda \cdot F(K, L)$, para todo $\lambda > 0$. Esta condición permite que el producto pueda ser expresado como $Y = F(K, L) = L \cdot F(K/L, 1) = L \cdot f(k)$, con lo cual:

$$y = f(k) \tag{2}$$

En donde y es el producto per cápita, y k es la razón capital-trabajo.

La fuerza laboral, L , se supone plenamente empleada y crece a una tasa que es constante y exógena, tal que:

$$\frac{\dot{L}}{L} = n \geq 0$$

Una fracción del producto, denotada por s (^o), se ahorra, lo cual se determina exógenamente. Para simplificar se asume que esta tasa es constante e igual a s . Donde, $0 \leq s \leq 1$.

¹⁸ Para un mayor detalle véase: Robert Barro and Xavier Sala-I-Martin, *Economic Growth*, McGraw-Hill, New York, 1995.

Ahora bien, se supone que el capital se deprecia a una tasa constante igual a δ . Esto significa que una fracción constante, $\delta > 0$, del capital se desgasta por cada período de tiempo.

La inversión neta (descontando la depreciación) equivale al incremento neto del stock de capital físico, esto es:

$$\dot{K} = \Delta K = I - \delta K = sY - \delta K \quad (3)$$

Esta última ecuación se puede expresar en términos per cápita quedando:

$$\frac{\dot{K}}{L} = s \cdot f(k) - \delta \cdot k. \quad (4)$$

Ahora bien, \dot{k} es la derivada de la razón capital trabajo con respecto al tiempo:

$$\dot{k} = \frac{d(K/L)}{dt} = \frac{\dot{K}}{L} - n \cdot k$$

se puede obtener de la última ecuación que la variación del capital en un período de tiempo es:

$$\dot{k} = s \cdot f(k) - (n + \delta) \cdot k \quad (5)$$

De esta última expresión se desprende que la tasa de crecimiento de k (que resulta de dividir a ambos lados por k) será:

$$\frac{\dot{k}}{k} = \gamma = s \cdot \frac{f(k)}{k} - (n + \delta) \quad (6)$$

Cuando las dos expresiones de la derecha se igualan entre sí, el crecimiento del capital por trabajador, \dot{k}/k , será igual a cero, manteniéndose en un nivel constante igual a k^* y la economía se aproximará a lo que se conoce como el estado estacionario.

El proceso por medio del cual las economías tienden a aproximarse al estado estacionario se conoce como convergencia, y se deriva del comportamiento dinámico de γ , puesto que:

$$\frac{\partial \gamma}{\partial k} = \frac{s}{k} \cdot \left[f'(k) - \frac{f(k)}{k} \right] < 0. \quad (7)$$

[por las condiciones expresadas en (1)]

Este resultado implica que el nivel de capital guarda una relación negativa con su tasa de crecimiento, o lo que es lo mismo, que las economías más pobres tienden a crecer más rápido que las más ricas. Sustentado esto último en que en las economías con bajos niveles de capital la productividad marginal de éste es mayor y que los factores tienen rendimientos decrecientes, de tal manera que con una mayor acumulación se reducirá su remuneración.

Para saber cuál es la velocidad a la cual la economía está aproximándose al estado estacionario, esto es la velocidad de convergencia, se debe estimar el parámetro β , que resulta de la expresión:

$$\left(\frac{1}{T}\right) \log \frac{Y_t}{Y_0} = \alpha - \log(Y_0) \cdot \left[(1 - e^{-\beta T}) \cdot \left(\frac{1}{T}\right) \right] + \varepsilon_t \quad (8)$$

Donde T es el período de tiempo empleado, Y_0 y Y_t son, respectivamente el PIB al inicio y al final del período. El parámetro β es el coeficiente de convergencia absoluta o no condicionada que resulta de una estimación econométrica no lineal de la ecuación (8).

La condición para que exista convergencia absoluta es que el signo del coeficiente β en (8) debe ser positivo. Si el coeficiente β es negativo el resultado encontrado es de divergencia entre los ingresos per cápita.

Es importante anotar que la convergencia absoluta tiene sentido sólo en una muestra de países o economías en las que exista un estado estacionario similar. Cuando esto no ocurre se habla de la convergencia condicional pues en esta situación la tendencia a aproximarse al estado estacionario estará condicionada por otras variables adicionales, que actúan como determinantes del crecimiento.

De otro lado, aunque la presencia de la convergencia β es necesaria para una reducción en las disparidades en el PIB per cápita, no es una condición suficiente. Así entonces, es la convergencia σ (sigma) la que nos dice si las disparidades están creciendo o se están reduciendo. Sobre la estimación de la convergencia sigma se ha propuesto su medición a través de la desviación estándar del logaritmo del PIB per cápita y del coeficiente de variación del PIB per cápita.¹⁹

La desviación estándar del logaritmo del PIB per cápita se expresa mediante la ecuación:

(9)

¹⁹ Véase: Carl-Johan Dalgaard and Jacob Vastrup, "On the measurement of δ -convergence, *Economics Letters*, No. 70, 2001.

$$\delta_{\text{Log (PIBperc)}} = 2 \sqrt{\frac{1}{n} \sum_i \left[\log \left(\frac{Y_i}{Y^*} \right) \right]^2}$$

donde: $\log Y^* = \frac{1}{n} \sum_i \log Y_i$

El coeficiente de variación del PIB per cápita, se calcula como la razón entre la desviación estándar y la media de las observaciones durante el período en cuestión, de la siguiente manera:

$$CV = \frac{\sqrt{\frac{1}{n} \sum_i (Y_i - \bar{Y})^2}}{\bar{Y}} \quad (10)$$

Donde Y_i es la variable PIB per cápita real, y \bar{Y} es el promedio de dicha variable.

Este coeficiente puede presentar un sesgo al medir la dispersión en tanto que pondera de igual manera las grandes ciudades y las pequeñas. Para corregir este problema se emplea el coeficiente de variación ponderado que tiene en cuenta además de la dispersión misma, el peso que tiene cada observación de acuerdo al tamaño de la población de cada ciudad respecto al total muestral. De esta manera el coeficiente de variación ponderado será:

$$CVP = \frac{\sqrt{\sum_i (Y_i - \bar{Y})^2 \frac{p_i}{P}}}{\sum_i Y_i \frac{p_i}{P}} \quad (11)$$

En este caso, p_i es la población de la ciudad en cuestión y P es la población total muestral, es decir, la población de las veinte principales ciudades que conforman la muestra estudiada.

Otro coeficiente de dispersión utilizado es el índice de Theil que viene dado por la expresión:

$$IT = \sum_i \frac{Y_i}{\bar{Y}} * \log \left[\frac{\left(\frac{Y_i}{p_i} \right)}{\left(\frac{Y}{P} \right)} \right] \quad (12)$$

Donde P y Y son respectivamente la población y el PIB total de la muestra estudiada, y a su vez p_i y Y_i representan la población y el PIB de cada una de las ciudades. De esta manera el IT evalúa la desviación que existe entre el PIB per cápita de cada ciudad con respecto al promedio muestral, ponderada por la participación del PIB de la ciudad en el total muestral. El índice fluctúa entre cero y uno. Cuando el PIB se distribuye proporcionalmente entre cada uno de los individuos (equidistribución), la razón entre el PIB per cápita de cada ciudad y el del promedio será igual a uno y la función logaritmo tomará el valor de cero. Así mismo, cuando existe concentración el valor de IT tiende a uno.

Para medir la concentración espacial de una variable se emplea el índice de Herfindahl-Hirschman,²⁰ que viene dado por:

$$IHH = \sum_i \left(\frac{Y_i}{Y} * 100 \right)^2 \quad (13)$$

La variable Y_i corresponde al PIB de cada ciudad y la variable Y al PIB total muestral. El IHH alcanza un valor máximo de 10.000, en el caso en que la variable esté concentrada en una sola observación, es decir, en una sola ciudad. Cuando no existe concentración el valor de IHH tiende a cero.

El crecimiento urbano en Colombia

En el siglo xx Colombia fue uno de los pocos países latinoamericanos en los que la red urbana no estuvo dominada por una sola ciudad.²¹ Mientras en muchos países de la región el inicio de la industrialización llevó al surgimiento de una situación de primacía urbana, en Colombia ello no ocurrió.²² La abrupta topografía del país contribuyó a que se presentara un patrón de poblamiento caracterizado por diversos polos de crecimiento relativamente equilibrados entre sí.

En la medida que la cordillera de los Andes entra a Colombia, se ramifica en tres cadenas montañosas que dividen el país en regiones distintas tanto en lo

²⁰ Véase: "The Herfindahl-Hirschman Index", *Federal Reserve Bulletin*, Vol. 79, n. 3, March, 1993.

²¹ Brasil, con Río de Janeiro y Sao Paulo; Ecuador con Quito y Guayaquil; Bolivia con La Paz, Cochabamba, y Santa Cruz; son otras excepciones a esta regla.

²² Krugman y Elizondo sostienen que la política comercial, utilizada para promover la industrialización por sustitución de importaciones, llevó al surgimiento de enormes metrópolis en muchos países en desarrollo. Paul Krugman and Raul Livas Elizondo, "Trade Policy and the Third World Metropolis", *Journal of Development Economics*, Vol. 49, 1996.

físico como en lo económico. Solamente hacia el final de la primera mitad del siglo XX estas regiones quedaron relativamente bien integradas entre sí, con la rápida expansión de la infraestructura de transporte y comunicaciones a través de la construcción de una amplia red de carreteras y ferrocarriles²³.

Al inicio del siglo XX Colombia era predominantemente rural y Bogotá, la capital y el principal centro urbano, era la única ciudad con una población que excedía los 50.000 habitantes. Con la industrialización que el país experimentó en las siguientes cuatro décadas, surgieron otras tres ciudades: Medellín, Barranquilla y Cali. Cada una de ellas era el centro económico e industrial de una de las cuatro regiones principales que componen el país. Inicialmente el tamaño de Bogotá, la más grande de las ciudades, estuvo relativamente equilibrado con el de Medellín, Barranquilla y Cali. Es de anotar que en el censo de 1951 la población de Bogotá representó solamente el 6.2% de la población nacional y el 85% de la población combinada de las tres grandes ciudades siguientes. Por esa razón, a Colombia se la caracterizaba como un país de ciudades.

Este patrón de una red urbana con cuatro ciudades relativamente equilibradas entre sí empezó a cambiar desde la década de 1950, cuando Barranquilla entró en un prolongado período de decadencia económica relativa.²⁴ Como consecuencia de esto, Cali se convirtió en la tercera ciudad de Colombia y la red urbana empezó a ser dominada por el triángulo Bogotá-Medellín-Cali.

Desde la década de 1970, Colombia ha estado aproximándose al patrón latinoamericano de primacía urbana, ya que Bogotá ha estado ganando participación en la población y en la economía nacional. Ya para el censo de 1973 su población sobrepasaba la población conjunta de las tres ciudades que le seguían en número de habitantes: Medellín, Cali y Barranquilla. En 1998 la población de Bogotá representó 15,2% de la población colombiana.

La creciente importancia de Bogotá en la economía nacional se ha traducido también en un enorme aumento en su participación en el PIB total nacional. Mientras que en 1960 su PIB fue menos del 14% del PIB total, en 1997 su participación fue del 24,2%. Por tal razón, algunos geógrafos han afirmado que

23 Véase María Teresa Ramírez, "On Infrastructure and Economic Growth", Ph.D. Dissertation, University of Illinois, 1998.

24 Eduardo Posada Carbó y Adolfo Meisel Roca, *¿Por qué se disipó el dinamismo industrial de Barranquilla? Y otros ensayos de historia económica de la Costa Caribe*, Ediciones Gobernación del Atlántico, 1993, p.27.

Colombia está moviéndose rápidamente hacia el patrón típico latinoamericano de primacía urbana.²⁵

En adición a lo anterior, durante las tres últimas décadas, Bogotá ha sido la ciudad más próspera y dinámica en el aspecto económico. Por ejemplo, para el período 1973-1998 entre las 20 ciudades incluidas en este trabajo, Bogotá experimentó el más rápido crecimiento en el PIB per cápita, de acuerdo con la *proxy* utilizada en este estudio. (Véase Tabla 2 y Gráfico 1).

En consecuencia, Bogotá es a finales del siglo xx la ciudad colombiana con el más alto PIB per cápita, tal como puede observarse en la Tabla 3 y el Gráfico 2.

Es importante anotar que actualmente las ciudades más prósperas tienden a estar situadas a lo largo de la cordillera de los Andes, y las menos dinámicas en las zonas periféricas del país, especialmente a lo largo de la Costa Caribe. Por ejemplo, como se observa en el Gráfico 2, todas las ciudades que en 1998 tenían un PIB per

Tabla 2 Tasa de crecimiento de los depósitos per cápita reales, 1973-1998 (%)

Bogotá	6.53
Medellín	6.32
Bucaramanga	5.29
Manizales	4.94
Cali	4.70
Cúcuta	4.16
Barranquilla	3.99
Armenia	3.91
Pasto	3.81
Tunja	3.79
Ibagué	3.72
Pereira	3.46
Popayán	3.41
Neiva	2.87
Cartagena	2.66
Sincelejo	2.25
Santa Marta	2.06
Montería	1.30
Villavicencio	0.84
Buenaventura	0.51
PROMEDIO	4.09

FUENTE: CÁLCULOS DE LOS AUTORES CON BASE EN SUPERINTENDENCIA BANCARIA.

²⁵ Vincent Gouëset, *Bogotá: nacimiento de una metrópoli*, Tercer Mundo Editores, Bogotá, 1988, p. 227.

FUENTE: TABLA 3.

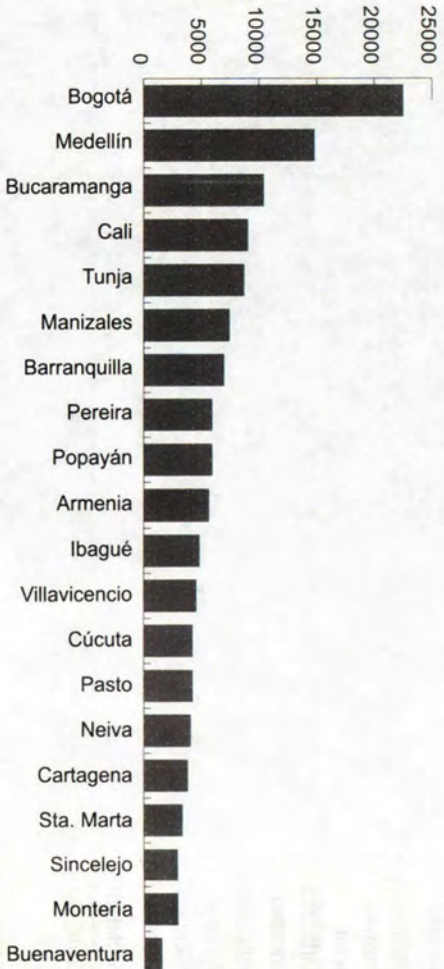


Gráfico 2 Ingreso per cápita real, 1998

FUENTE: TABLA 2.

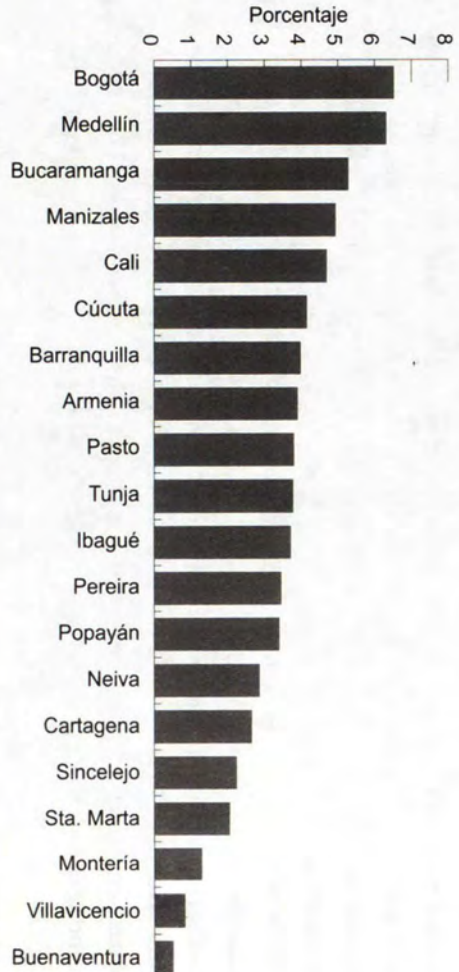


Gráfico 1 Tasa de crecimiento del ingreso per cápita urbano real, 1973-1998 (%)

Tabla 3 Ingreso per cápita real de las ciudades incluidas en el estudio, 1998 (Pesos de 1973)

CIUDAD	PIB per cápita real	Índice del PIB per cápita real (Promedio=100)
Bogotá	22523.5	335.8
Medellin	14819.1	220.9
Bucaramanga	10411.2	155.2
Cali	9045.4	134.9
Tunja	8720.6	130.0
Manizales	7446.7	111.0
Barranquilla	6970.1	103.9
Pereira	5943.7	88.6
Popayán	5938.0	88.5
Armenia	5669.5	84.5
Ibagué	4857.0	72.4
Villavicencio	4581.7	68.3
Cúcuta	4260.5	63.5
Pasto	4256.9	63.5
Neiva	4082.9	60.9
Cartagena	3834.9	57.2
Santa Marta	3362.7	50.1
Sincelejo	2944.1	43.9
Montería	2939.6	43.8
Buenaventura	1533.6	22.9

FUENTE: CÁLCULOS DE LOS AUTORES.

cápita (a pesos de 1973) por encima de los \$5000 estaban localizadas en los Andes, con excepción de Barranquilla, que está localizada en la Costa Caribe, siendo esta ciudad la única de esta región que presenta un PIB per cápita cercano al promedio de las demás ciudades. En contraste, en el caso de aquellas ciudades cuyo PIB per cápita en 1998 estuvo por debajo de los \$5000, sólo encontramos una localizada en la cordillera de los Andes: Pasto. Es también interesante observar que de diez ciudades cuyo PIB per cápita estuvo por debajo de los \$5000, cinco están localizadas a menos de 100 kilómetros de la costa, y todas ellas presentaban un nivel del PIB per cápita por debajo del índice promedio de las ciudades de la muestra.

Los determinantes del crecimiento de las ciudades colombianas, 1973-1998

En esta sección queremos establecer cuáles son los principales determinantes del crecimiento del PIB per cápita de las ciudades más importantes de Colombia,

durante el período 1973-1998. Puesto que no existe una estimación del PIB urbano para Colombia, hemos utilizado como *proxy* para esta variable los depósitos bancarios per cápita reales. Esta *proxy* ha sido empleada en otros estudios regionales en Colombia, encontrándose una alta correlación con el PIB departamental, lo que sugiere que esta variable también puede ser una buena *proxy* del PIB urbano.²⁶

Aunque se podría pensar que esta variable *proxy* sobreestima el PIB de Bogotá, dado que esta ciudad concentra los depósitos del gobierno y una parte proveniente de otras ciudades, es importante anotar que lo que nos importa medir con esta variable es la jerarquía relativa de cada ciudad en términos de su PIB, y conservándose esa jerarquía, se pueden considerar los depósitos como una buena variable *proxy* del PIB municipal. Además, vale la pena anotar que la correlación entre los depósitos bancarios y el PIB de Bogotá, la única ciudad para la cual se calcula el PIB en las cuentas regionales, es de 0,90 en el período 1973-1997, con lo cual se puede corroborar que existe una fuerte asociación entre este par de variables, independientemente de si se sobreestima o se subestima el PIB municipal. Todo ello apunta a que la *proxy* utilizada es un buen indicador del PIB per cápita municipal.

Entre las variables independientes usadas para explicar la tasa de crecimiento del PIB per cápita, hemos incluido aquellas que tradicionalmente se analizan en la literatura sobre crecimiento económico. Tal es el caso del capital humano y la infraestructura. El nivel de capital humano se ha medido a través de la cobertura de la educación secundaria y el porcentaje de personas que han asistido a la universidad.

La infraestructura física de las ciudades ha sido medida a través del porcentaje de hogares que tienen acceso a los servicios públicos básicos (energía, agua y alcantarillado). En el caso de la variable infraestructura de telecomunicaciones hemos utilizado el número de líneas telefónicas por cada mil habitantes.

Douglas C. North ha enfatizado el rol de las instituciones²⁷ en el proceso de crecimiento, pero es difícil obtener medidas de la calidad relativa de las instituciones en las diferentes ciudades y regiones de Colombia, máxime cuando para esta corriente neo-institucionalista, las instituciones van más allá de considerar

26 Bonet y Meisel, *Op. Cit.*, encontraron que la correlación entre el PIB per cápita y los depósitos bancarios per cápita a nivel departamental fluctúa entre 0.78 y 0.91, en cortes transversales, para el período 1960-1995.

27 Douglas C. North, "The Ultimate Sources of Growth", A. Szirmai, B. Van Ark, and D. Pilat, *Explaining Economic Growth*, Elsevier, Holland, 1993.

sólo el aparato burocrático, pues éstas también constituyen los patrones culturales, las reglas del juego que se definen para los agentes económicos y que orientan su actuación o su papel en la sociedad²⁸. En este sentido, en una ciudad en donde se le reconozca suficiente legitimidad al Estado, todos los ciudadanos pagarán sus impuestos, dado un nivel de riqueza (expresado por los depósitos bancarios), y la calidad de las instituciones será mejor en la medida que esta variable tome un mayor valor. Así pues, la variable institucional, en nuestro caso, captará los efectos de una mayor efectividad en la recaudación de impuestos, así como una mejor cultura de pago por parte de los ciudadanos.

Por esta razón, hemos escogido como *proxy* de la calidad relativa de las instituciones locales los recaudos tributarios por predial e industria y comercio como un porcentaje de los depósitos bancarios locales.

Otras variables incluidas son la tasa de homicidios, empleada como un indicador del nivel de violencia presente en las ciudades; la población municipal como una variable *proxy* del tamaño del mercado local y con ello de las economías de escala y de aglomeración. Se espera que exista una relación positiva entre el crecimiento del nivel de ingreso y el tamaño de la población de las ciudades, siendo éste último un indicador del tamaño del mercado local y del potencial de demanda que existe en los entornos urbanos analizados.

La tasa total de fecundidad, lo mismo que el crecimiento de la población también han sido incluidas como variables independientes. La razón para la inclusión de la tasa total de fecundidad es que cuando una población tiene una alta tasa de fecundidad, el porcentaje de la población dependiente se incrementa y con ello se reducen tanto el nivel como la tasa de crecimiento del PIB per cápita. Este no es el caso de la tasa de crecimiento de la población puesto que ésta puede ser influenciada tanto por el crecimiento vegetativo de la población local, como por la inmigración. Por ello, a priori, la influencia de esta última variable sobre la tasa de crecimiento del PIB per cápita y su nivel es ambigua.

Finalmente, se debe anotar que hemos incluido una serie de variables relacionadas con la localización y la geografía física siguiendo los trabajos de Sachs, et.al. Entre estas últimas se tienen los niveles de precipitación, las tasas de incidencia de la malaria, y la altitud sobre el nivel del mar. Las variables relacionadas con la localización son la distancia a Bogotá, el principal mercado doméstico del país,

28 Véase: Salomón Kalmanovitz, "Las instituciones colombianas en el siglo xx", *Borradores de economía*, No. 131, Bogotá, Septiembre, 1999.

una variable *dummy* para la región Caribe, y una *dummy* para identificar los puertos marítimos.

A. Ingreso per cápita y polarización urbana

En las estimaciones obtenidas, el primer punto que se debe resaltar es que para el período de estudio, no se presentó convergencia β no condicionada²⁹, tal como puede ser apreciado en la Tabla 4 y el Gráfico 3. Esto es, las ciudades cuyo PIB per cápita en 1973 era más bajo no crecieron a una tasa mayor que las que tenían un PIB per cápita más alto.

En el caso de la Costa Caribe puede observarse (véase Gráfico 3) que para el inicio del período éstas ciudades tenían niveles de ingreso más bajos en relación con las ciudades del interior, y que además, su crecimiento fue menor que el de estas últimas.

Es importante mencionar que la reducción de las disparidades se observa a través de la convergencia tipo σ y que la existencia de convergencia β es una condición necesaria pero no suficiente para la existencia de convergencia σ .

En el caso de las principales ciudades colombianas, durante el período 1973-1998 el coeficiente de variación experimentó un incremento sustancial, pasando de 0,32 en 1973 a 0,65 en 1998 (véase Tabla 5 y Gráfico 4). Al utilizar el coeficiente de variación ponderado, CVP, se encuentra que la concentración es todavía mayor, puesto que en 1973 el CVP arrojaba un valor de 0,39 y ya para 1998 era de 0,72.

Tabla 4 Convergencia β no condicionada

	Coficiente	t-estadístico	Prob.
α	-0.149	-1.710	0.104
β	-0.018	-2.648	0.016

R² ajustado = 0,15

Ecuación estimada:

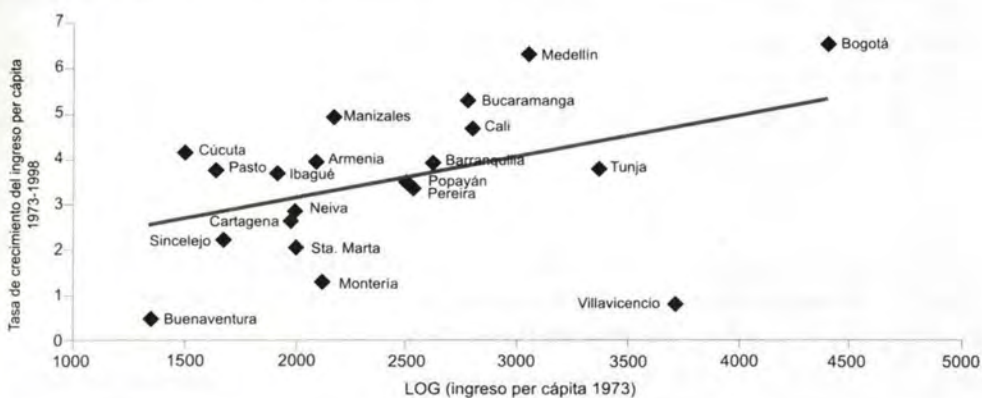
$$\left(\frac{I}{T}\right) \log\left(\frac{Y_t}{Y_0}\right) = \alpha - \log(Y_0) \cdot \left[(1 - e^{-\beta T}) \cdot \frac{I}{T}\right] + \varepsilon_t$$

Donde T= Número de años del período analizado; Y= ingreso per cápita real, Y₀ es el ingreso inicial.

FUENTE: CÁLCULO DE LOS AUTORES

²⁹ El signo del coeficiente β debe ser positivo para que exista convergencia no condicionada.

Gráfico 3 Convergencia β no condicionada, 1973-1998



FUENTE: CÁLCULOS DE LOS AUTORES.

Estos mismos resultados respecto a la concentración del ingreso pueden ser observados al analizar la desviación estándar del logaritmo del PIB per cápita y el índice de Theil. Cabe anotar aquí que para el caso del CVP se controla por el tamaño de la población de cada ciudad y para el caso del índice de Theil se controla por la participación del PIB de cada ciudad, que pondera la desviación del ingreso de cada observación, respecto al ingreso promedio muestral (tal como se muestra en las ecuaciones 11 y 12). Por ambas vías lo que se encuentra es que se está presentando un proceso de concentración de la riqueza y no de reducción de la brecha entre las ciudades colombianas estudiadas.

Así mismo, desde una perspectiva espacial, se observa una acentuada concentración en el ingreso de las ciudades, de acuerdo con los resultados arrojados por el índice de Herfindahl-Hirschman (véase Gráfico 5).

Adicionalmente, es importante resaltar el notorio ascenso de los índices de concentración a partir de la década de 1990. Podría decirse que antes de este período se observaba una relativa estabilidad en los índices. Sin embargo, se dio un ascenso vertiginoso en las disparidades a partir de 1990, época en que se inició en el país un período de reformas tanto en el aspecto político como en el económico, tales como el proceso de apertura, la reforma tributaria, laboral, y a la seguridad social, entre otros, que de alguna manera pudieron influenciar la distribución del ingreso en el país.

Complementariamente a este análisis de la convergencia sigma que nos muestra que las desigualdades persisten y se amplían, podemos observar el

posicionamiento de las ciudades en términos del nivel de ingreso per cápita y subrayar cómo se conserva una relativa estabilidad a través del tiempo en este índice (Véase Gráfico 6). Esto es, aquellas ciudades que presentaban un alto nivel de ingreso per cápita en 1973 continúan ocupando las primeras posiciones en 1998. Vale decir que el coeficiente de correlación entre el PIB per cápita de 1973 y el de 1998 es de 0,79.

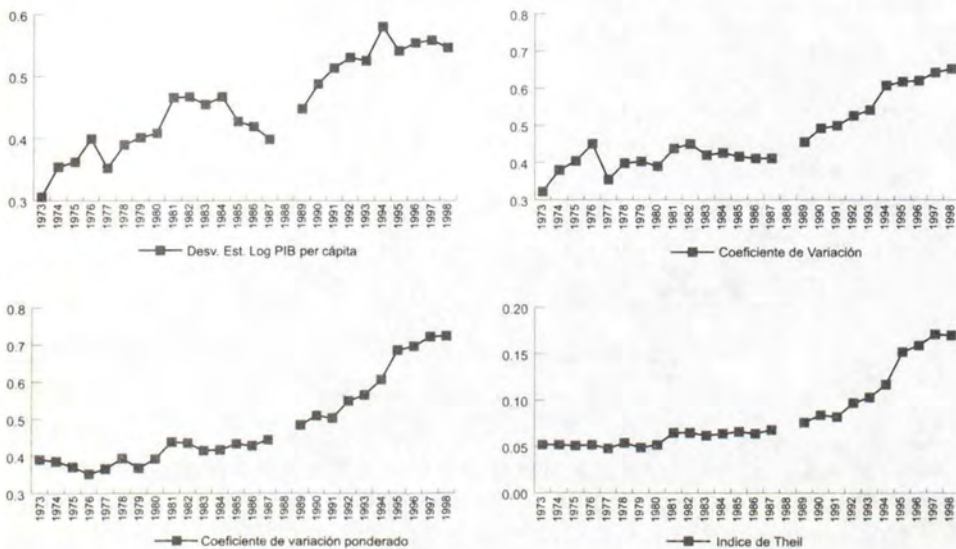
Tabla 5 Convergencia sigma (σ) en el PIB per cápita de las principales ciudades colombianas (1973-1998)

Año	Índices de dispersión del PIB per cápita				Índice de concentración espacial de Herfindahl-Hirschman
	Desviación est. del Log. PIB per cápita.	Coficiente de variación	Coficiente de variación ponderado	de Índice de Theil	
1973	0.306	0.322	0.391	0.052	2467.5
1974	0.354	0.380	0.386	0.052	2521.8
1975	0.362	0.404	0.371	0.051	2510.8
1976	0.399	0.450	0.352	0.052	2393.1
1977	0.352	0.354	0.366	0.048	2481.6
1978	0.390	0.398	0.394	0.054	2542.8
1979	0.402	0.403	0.368	0.049	2429.6
1980	0.409	0.390	0.393	0.052	2469.3
1981	0.466	0.438	0.438	0.065	2544.7
1982	0.467	0.450	0.435	0.065	2524.9
1983	0.455	0.420	0.415	0.062	2485.7
1984	0.467	0.426	0.417	0.064	2390.0
1985	0.428	0.416	0.433	0.066	2470.5
1986	0.419	0.411	0.428	0.064	2452.8
1987	0.399	0.411	0.444	0.068	2586.3
1988	N.D.	N.D.	N.D.	N.D.	N.D.
1989	0.448	0.455	0.484	0.076	2991.0
1990	0.488	0.492	0.509	0.084	2769.4
1991	0.514	0.499	0.503	0.082	2734.4
1992	0.531	0.526	0.549	0.097	2945.7
1993	0.526	0.541	0.565	0.103	3038.2
1994	0.580	0.607	0.607	0.117	3146.9
1995	0.541	0.617	0.686	0.152	3660.0
1996	0.554	0.620	0.696	0.159	3784.8
1997	0.558	0.642	0.722	0.171	3904.6
1998	0.547	0.652	0.724	0.170	3874.2

Nota: Las estimaciones se realizaron calculando las ecuaciones 10, 11, 12 y 13. N.D. = no disponible

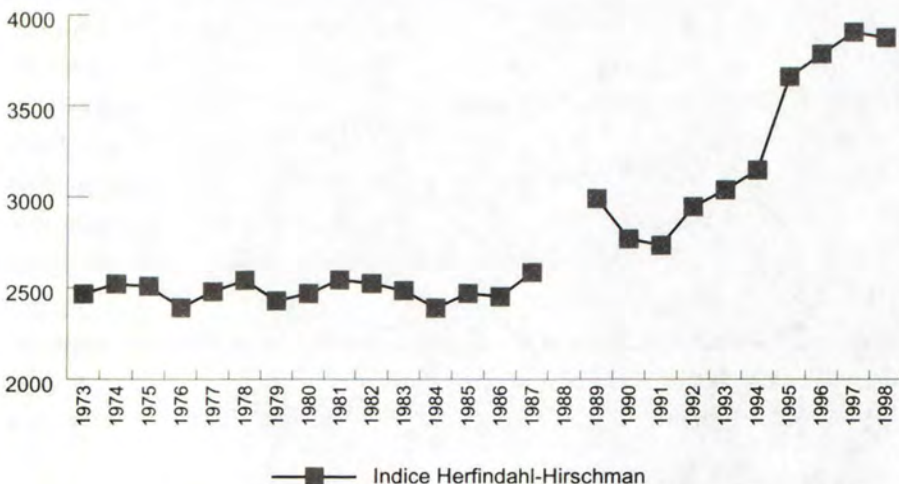
FUENTE: CÁLCULOS DE LOS AUTORES.

Gráfico 4 Convergencia Sigma (σ) en el PIB per cápita de las principales ciudades colombianas (1973-1998)



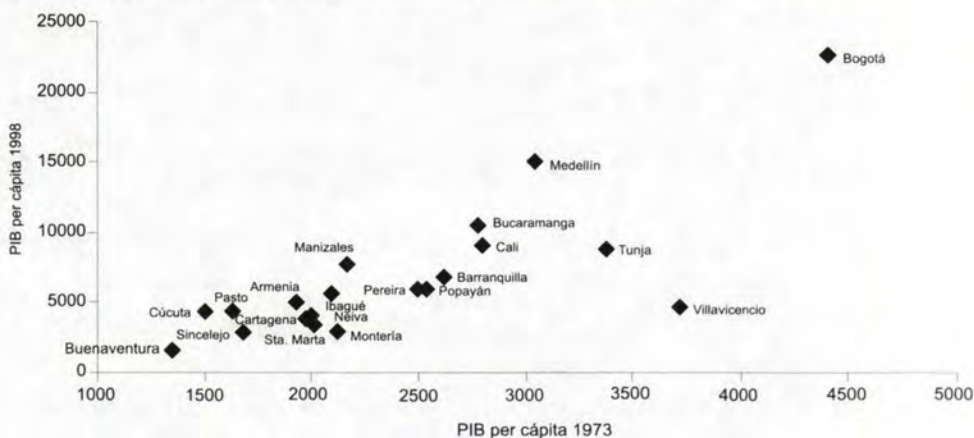
FUENTE: TABLA 5

Gráfico 5 Concentración espacial del PIB per cápita de las principales ciudades colombianas (1973-1998)



FUENTE: CALCULOS DE LOS AUTORES.

Gráfico 6 Relación de persistencia del ingreso per cápita en las veinte principales ciudades



FUENTE: CÁLCULOS DE LOS AUTORES

B. Determinantes del crecimiento del PIB per cápita, 1973-1998

En la Tabla 6 presentamos los resultados econométricos para el análisis de los determinantes de la tasa de crecimiento del PIB per cápita de las veinte principales ciudades en el periodo 1973-1998. Las variables incluidas en la regresión explican entre el 78 y el 93% de la variación en la tasa de crecimiento del PIB per cápita.

Los resultados de la Tabla 6 revelan la presencia de convergencia β condicional, pues en todas las regresiones presentadas en la tabla, el PIB per cápita inicial tiene signo negativo y en cinco de ellas el coeficiente es significativo al 5%.

Las variables que contribuyen mayormente en la explicación de la tasa de crecimiento del PIB per cápita urbano son el capital humano y la infraestructura. Debe mencionarse también que el número de líneas telefónicas por cada 1000 habitantes es significativo al nivel del 5%, ecuación 1 y 3, y que esta variable puede ser un reflejo del rápido flujo de información de persona a persona que ocurre en las ciudades, debido a sus efectos sobre el crecimiento a través de las externalidades del conocimiento.³⁰

Con respecto a las variables educativas hay que mencionar la importancia del porcentaje de personas que tienen estudios universitarios. Esta variable resulta significativa en las diferentes especificaciones del modelo de la Tabla 6. La cobertura

³⁰ Edward L. Glaeser, Hedi D. Kallal, Jose A. Scheinkman, and Andrei Shleifer, *Op. Cit.*, p. 1127.

de la educación secundaria también es significativa, aunque el coeficiente asociado a esta variable es menor que el de la educación superior.

Otras variables que resultan significativas en las ecuaciones presentadas en la Tabla 6, son el tamaño de la población en el año 1973, la tasa de crecimiento de la población y la tasa de fertilidad, todas ellas con el signo esperado.

De igual manera, el desempeño de las instituciones a nivel local influye positivamente en el crecimiento económico. La *proxy* utilizada para medir la calidad de las instituciones locales es la de los recaudos de impuestos industria y comercio y predial en proporción a los depósitos bancarios de la respectiva ciudad.

La variable *dummy* para las ciudades ubicadas en la Costa Caribe es significativa y negativa. Esta región, que representa el 21% de la población nacional, es actualmente la región más pobre de Colombia. El hecho de que la *dummy* de la Costa Caribe sea significativa indica que hay algunos factores particulares a esta zona que están afectando sus perspectivas de crecimiento.

La variable *dummy* que identifica las ciudades portuarias se incluyó para evaluar las características diferenciales que pueden resultar de la localización de una ciudad en el litoral. Usualmente se asume que pueden presentar ventajas comparativas frente a las ciudades del interior, sobre todo en el contexto actual de apertura económica, ya que se tiene más fácil acceso al comercio internacional. Sin embargo, los resultados encontrados en este caso muestran un panorama diferente. La variable *dummy* de puertos es negativa, expresando ello que las ciudades portuarias crecieron menos en comparación con las demás ciudades. Respecto a este resultado hay que aclarar que la variable cualitativa de puertos está altamente influenciada porque tres de los cuatro puertos, incluidos en nuestra muestra, están localizados en la Costa Caribe.

El resultado para la variable violencia, capturada a través de la tasa de homicidios, no es significativo. El signo es negativo (positivo en una de las ecuaciones) pero el coeficiente no es significativo al 10% en ningún caso. En la explicación a este resultado hay que tener en cuenta que en Colombia la violencia está asociada principalmente a las secuelas del narcotráfico. En el trabajo de Mauricio Rubio (1999) se demuestra precisamente que la mayor criminalidad no está asociada a la insatisfacción de necesidades básicas, y a su vez, se muestra que la presencia guerrillera y de narcotráfico sí tienen una incidencia relevante en la explicación de los patrones de criminalidad.³¹ Una conclusión similar se encuentra

31 Mauricio Rubio, *Crimen e impunidad. Precisiones sobre la violencia*, TM editores, Bogotá, 1999.

Tabla 6 Determinantes del crecimiento del PIB per cápita de las veinte principales ciudades colombianas, 1973-1998

Variable dependiente: Tasa de crecimiento del PIB per cápita

Variable	Ecuación número						
	1	2	3	4	5	6	7
Constante	14.040 (0.034)	11.24 (0.060)	16.97 (0.006)	26.000 (0.006)	8.332 (0.134)	9.993 (0.015)	15.25 (0.169)
LOG(Ingreso inicial)	-1.791 (0.045)	-1.539 (0.058)	-2.093 (0.011)	-2.87 (0.02)	-1.231 (0.105)	-1.410 (0.012)	-1.889 (0.207)
Capital Humano y población							
% de población con estudios universitarios en 1973	0.762 (0.002)	0.670 (0.005)	0.648 (0.005)		0.715 (0.002)		1.078 (0.026)
Cobertura de la educación secundaria 1973.						0.301 (0.000)	
Tasa de fecundidad general				-0.038 (0.063)			
Tasa de inmigración				0.204 (0.049)			
Infraestructura							
% viviendas con servicios públicos básicos en 1973		0.039 (0.000)			0.036 (0.000)		0.412 (0.016)
Densidad de líneas telefónicas en 1973 (por cada 1000 habitantes)	0.031 (0.000)		0.035 (0.002)				
Institucionales y de violencia							
Impuestos municipales / depósitos bancarios					0.348 (0.090)		
Tasa de homicidio			-0.002 (0.362)		-0.0003 (0.893)	0.0006 (0.652)	
Economías de escala							
Población municipal en 1973		6.50E-07 (0.104)		1.54E-06 (0.008)		9.24E-07 (0.001)	
Tasa de crecimiento de la población				-0.447 (0.079)		-0.710 (0.000)	
VARIABLES DE LOCALIZACIÓN							
Dummy de puertos						-2.239 (0.000)	-0.969 (0.240)
Distancia a Bogotá						0.0008 (0.101)	-0.0009 (0.301)
Dummy de Costa Caribe			-0.955 (0.020)				
VARIABLES GEOGRÁFICAS							
Altitud sobre el nivel del mar							-0.0006 (0.717)
Altitud sobre el nivel del mar^2							-2.49E-09 (0.996)
Precipitación							-0.0005 (0.263)
Tasa de incidencia de malaria							0.003 (0.445)
R ² ajustado	0.78	0.82	0.84	0.76	0.83	0.93	0.86

Nota: Nivel de significancia entre paréntesis. En la muestra se incluyen las ciudades que aparecen en la Tabla 1.

FUENTE: CÁLCULOS DE LOS AUTORES.

en el trabajo de Fabio Sánchez y Jairo Núñez en donde las diferencias en las tasas de homicidios:

*"...obedecen a la presencia de actores armados, de narcotráfico, a la mezcla de estos dos elementos y a la ineficiencia de la justicia. Las variables socioeconómicas – concentración de la propiedad, pobreza, exclusión, carencia de servicios– aunque están relacionadas con la violencia (expresada a través de la tasa de homicidios) no explica las diferencias entre las tasas de homicidios observadas en entre los municipios."*³²

Finalmente, en la ecuación 7 de la Tabla 6, hemos incluido algunas variables geográficas, pero ninguna de ellas resultó significativa. En este punto se debe resaltar que, para efectos del análisis urbano, resulta entendible que las variables geográficas no afecten tanto como las variables de infraestructura de servicios públicos, telefonía, telecomunicaciones, y de capital humano. Ello por cuanto la producción de bienes industriales y los servicios, que constituyen el grueso de la producción de las ciudades, no dependen de la geografía en forma directa, como sí sucede con la agricultura. Además, aunque la geografía tenga alguna influencia es difícil captarla a través de métodos econométricos sencillos, como el análisis de regresión.

En este sentido, vale la pena mencionar los resultados de Michael Gavin y Ricardo Hausmann respecto al rol de la geografía en los países latinoamericanos. Estos autores concluyen que en el contexto latinoamericano, en donde actualmente la población vive mayoritariamente en las áreas urbanas, los problemas asociados a las variables climáticas y a las afecciones por enfermedades tropicales, tienen una menor incidencia que la que se presenta en regiones con bajos ingresos y con una marcada vocación agrícola, tal como es el caso de África y el sur de Asia.³³

Igualmente, a nivel internacional se ha insistido en la incidencia de la malaria como un factor negativo para el crecimiento económico. En el caso de la muestra de ciudades estudiada en este trabajo esta conclusión no se corrobora. Seguramente debido a que en un país del nivel de desarrollo de Colombia, a pesar de estar

32 Fabio Sánchez y Jairo Núñez, "Determinantes del crimen violento en un país altamente violento: El caso de Colombia", Mimeo, Septiembre, 2000.

33 Véase: Michael Gavin and Ricardo Hausmann, "Nature, Development and Distribution in Latin America. Evidence on the Role of Geography, Climate, and Natural Resources", *Office of the Chief Economist Working Paper*, No. 378, Inter-American Development Bank, August, 1998. p. 13.

ubicado en el trópico, los problemas asociados con la salubridad no se manifiestan con tanta severidad en las zonas urbanas.

Finalmente, hay que mencionar que nuestros resultados difieren un poco de los trabajos que han surgido en Latinoamérica a raíz de la postulación de la geografía como determinante del desempeño económico; sin embargo, sí existe un elemento común, y es el hecho de resaltar el papel del capital humano y la infraestructura como elementos necesarios para reducir las disparidades en los ingresos y acelerar el crecimiento económico.

En el caso de México, Gerardo Esquivel encontró que la geografía explica gran parte de las diferencias regionales en el ingreso per cápita. Sin embargo, sus recomendaciones para la reducción de estas disparidades se refieren a la mayor inversión en infraestructura y educación, y a las políticas de promoción de la migración (políticas que finalmente van a estar sujetas a las primeras recomendaciones).³⁴

En el caso de Perú, Javier Escobal y Máximo Torero señalan que, aunque la influencia de la geografía es significativa, no es suficiente para explicar las diferencias regionales en los ingresos. Por ejemplo, estos autores sostienen que las diferencias entre el gasto per cápita entre la sierra y la costa, pueden explicarse principalmente por las diferencias en la dotación de infraestructura y activos privados.³⁵

Conclusiones

Los resultados obtenidos en este trabajo muestran que durante las últimas tres décadas, Colombia ha venido experimentando un proceso de polarización urbana, el cual se refleja en la creciente disparidad en el PIB per cápita de las principales ciudades.

Para usar el vocabulario popularizado por Robert Barro y Xavier Sala-I-Martin, no ha habido ni convergencia β no condicional ni convergencia σ . Estos resultados coinciden con lo que ha venido sucediendo a nivel departamental en el mismo periodo.³⁶

³⁴ Gerardo Esquivel, 2000, *Op. Cit.*

³⁵ Javier Escobal y Máximo Torero, "¿Cómo enfrentar una geografía adversa?: el rol de los activos públicos y privados", Documento de trabajo No. 29, Grupo de Análisis para el Desarrollo, Perú, Mayo, 2000.

³⁶ Bonet y Meisel, *Op. Cit.*

Otro resultado importante obtenido en este estudio es el haber demostrado que las principales variables geográficas usadas en la literatura empírica sobre crecimiento y geografía, inspiradas en el trabajo de Jeffrey Sachs y sus asociados, no son relevantes para entender el crecimiento de las ciudades colombianas. Ello no quiere decir, sin embargo, que la geografía no ha influido en las disparidades económicas entre las regiones colombianas.

Es más, consideramos que en una perspectiva de *larga duración*, la geografía es fundamental para entender el desarrollo relativo de un país y de sus regiones. Sin embargo, esa influencia de la geografía es difícil de capturar tanto en el corto plazo (unas pocas décadas), como a través de herramientas muy sencillas, como las técnicas econométricas. Por ejemplo, aunque actualmente la geografía física parece tener una influencia directa muy limitada sobre la productividad de las ciudades colombianas, es posible que en el pasado esa influencia hubiera sido más importante y que hoy ese impacto se esté manifestando a través de su influencia sobre los niveles de capital humano e infraestructura física (*path dependence*). Por ello insistimos que la influencia de la geografía, en toda su complejidad, sólo puede ser entendida en una perspectiva histórica.

Además, es bueno resaltar que los resultados obtenidos en este artículo, coinciden en mayor proporción con los trabajos de Paul Krugman y Edward L. Glaeser, quienes han enfatizado el rol de las economías de escala y las externalidades del conocimiento para entender el crecimiento de las ciudades, que con los recientes trabajos de Jeffrey Sachs, et. al., con su gran énfasis en la influencia de la geografía.

Pero sin duda, el resultado más importante de este trabajo es haber demostrado que las variables que mayor efecto tienen sobre las tasas de crecimiento del PIB per cápita de las ciudades, son el capital humano y la dotación de infraestructura física, así como la calidad de las instituciones entendida en el sentido que plantea la teoría neo-institucionalista. Por esa razón, cualquier política económica encaminada a lograr una convergencia en los niveles de ingreso per cápita de las ciudades y regiones colombianas tendrá que tener, necesariamente, un fuerte componente de inversión en educación e infraestructura y de fortalecimiento de las instituciones, para poner a las regiones pobres en condiciones que les permitan competir con las más prósperas en pie de igualdad. De lo contrario, lo que veremos en los próximos años es la fragmentación del país entre ciudades pobres y estancadas y ciudades dinámicas y prosperas, entre regiones rezagadas y regiones en auge. Es decir, un país crecientemente polarizado en términos económicos y, como resultado, probablemente también en lo político, lo cual es característico de los países subdesarrollados o en desarrollo y no de los desarrollados.

Bibliografía

ABRAMOVITZ, M., "Catching Up, Forging Ahead and Falling Behind", *Journal of Economic History*, Vol. XLVI, No. 2, Junio, 1986.

ADES, Alberto F. and GLAESER, Edward L., "Trade and Circuses: Explaining Urban Giants", *Quarterly Journal of Economics*, February, 1995.

BARRO, Robert, "Economic Growth in a Cross Section of Countries", *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 2, No. 106, 1991.

_____, *Economic Growth*, McGraw-Hill, New York, 1995.

BARRO, Robert and SALA-I-MARTIN, Xavier, "Economic Growth and Convergence Across the United States", *NBER Working Papers*, No. 3419.

_____, "Convergence Across States and Regions", *Brookings Papers on Economic Activity*, No. 1, 1991.

BIRCHENAL, Javier y MURCIA, Guillermo E., "Convergencia regional: una revisión del caso colombiano", *Desarrollo y sociedad*, No. 40, septiembre, 1997.

BLACK, Duncan and HENDERSON, Vernon, "A Theory of Urban Growth", *Journal of Political Economy*, Vol. 107, No. 21, 1999.

BONET, Jaime y MEISEL, Adolfo, "La convergencia regional en Colombia: Una visión de largo plazo, 1926-1995", *Coyuntura económica*, Vol. XXIX, No. 1, marzo, 1999.

CARDENAS, Mauricio, PONTON, Adriana y TRUJILLO, Juan Pablo, "Convergencia y migraciones inter-departamentales en Colombia: 1950-1990", *Coyuntura económica*, Vol. 23, No. 1, abril, 1993.

DALGAARD, Carl-Johan and VASTRUP, Jacob, "On the measurement of δ -convergence", *Economics Letters*, No. 70, 2001.

ESCOBAL, Javier y TORERO, Máximo, "¿Cómo enfrentar una geografía adversa?: el rol de los activos públicos y privados", *Documento de trabajo # 29*, Grupo de Análisis para el Desarrollo, Perú, Mayo, 2000.

ESQUIVEL, Gerardo, "Geografía y desarrollo económico en México", Mimeo, México, Abril, 2000.

_____, "Crecimiento regional, convergencia y migración en México, 1940-1995", Mimeo, México, 1999.

GAVIN, Michael and HAUSSMAN, Ricardo, "Nature, Development and Distribution in Latin America. Evidence on the Role of Geography, Climate, and Natural Resources", *Office of the Chief Economist Working Paper*, No. 378, Inter-American Development Bank, August, 1998.

GALLUP, John, SACHS, Jeffrey, and MELLINGER, Andrew, "Geography and Economic Development", *Annual World Bank Conference on Development Economics*, 1998.

GLAESER, Edward L., KALLAL, Hedi D., SCHEINKMAN, Jose, and SHLEIFER, Andrei, "Growth in Cities", *Journal of Political Economy*, Vol. 100, No. 6, 1992.

GLAESER Edward, KOLKO, Jed, and SAIZ, Albert, "Consumer City", *NBER Working Paper Series*, No. 7790, July, 2000.

GLAESER, Edward., SCHEINKMAN, Jose, SHLEIFER, A., "Economic Growth in a Cross-section of Cities", Working Paper No. 5013, Cambridge, February, 1995.

GOUËSET, Vincent, *Bogotá: nacimiento de una metrópoli*, Tercer Mundo Editores, Bogotá, 1988.

HICKS, N., "Economic Growth and Human Resources", *Staff Working Paper*, No. 408, World Bank, Washington, D.C., 1980.

IADB, *Economic and Social Progress in Latin America: Development Beyond Economics*, Washington, D.C., May, 2000.

JARAMILLO, Carlos F., ROMERO, Carmen A, NUPIA, Oskar, "Integración en el mercado laboral colombiano, 1945-1998", *Borradores de economía*, Bogotá, mayo, 2000.

KALMANOVITZ, Salomón, "Las instituciones colombianas en el siglo XX", *Borradores de economía*, No. 131, Bogotá, Septiembre, 1999.

KRUGMAN, Paul, "Increasing Returns, Monopolistic Competition and International Trade", *Journal of International Economics*, 1979.

_____, "Increasing Returns and Economic Geography", *Journal of Political Economy*, Vol. 99, June, 1991.

KRUGMAN, Paul, "The Role of Geography in Development", *Annual World Bank Conference on Development Economics*, Washington, D.C., 1998.

KRUGMAN, Paul and ELIZONDO, Raul, "Trade Policy and the Third World Metropolis", *Journal of Development Economics*, Vol. 49, 1996.

_____, "Scale Economies, Product Differentiation and the Pattern of Trade" *American Economic Review*, 1980.

LUCAS, Robert, "On the Mechanics of Economic Development", *Journal of Monetary Economics*, Vol. 22, July, 1988.

NORTH, Douglas C., "The Ultimate Sources of Growth", *Explaining Economic Growth*, Elsevier, Holland, 1993.

POSADA, Eduardo y MEISEL, Adolfo, *¿Por qué se disipó el dinamismo industrial de Barranquilla? Y otros ensayos de historia económica de la Costa Caribe*, Ediciones Gobernación del Atlántico, Barranquilla, 1993.

RAMIREZ, María Teresa, "On Infrastructure and Economic Growth", Ph.D. Dissertation, University of Illinois, 1998.

ROCHA, Ricardo y VIVAS, Alejandro, "Crecimiento regional en Colombia: ¿persiste la desigualdad?", *Revista de economía del Rosario*, Vol. 1, No. 1, enero, 1998.

ROMER, Paul M., "Increasing Returns and Long-Run Growth", *Journal of Political Economy*, Vol. 94, October, 1986.

RUBIO, Mauricio, *Crimen e impunidad. Precisiones sobre la violencia*, TM editores, Bogotá, 1999.

SANCHEZ, Fabio y NÚÑEZ Jairo, "Geography and Economic Development: A Municipal Approach for Colombia", CEDE, Uniandes, February, 2000.

_____, "Determinantes del crimen violento en un país altamente violento: El caso de Colombia", Mimeo, Septiembre, 2000.

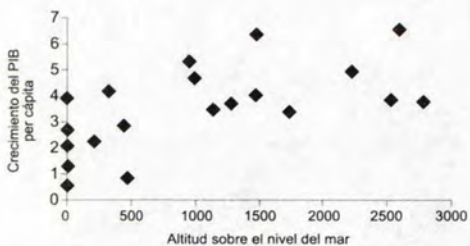
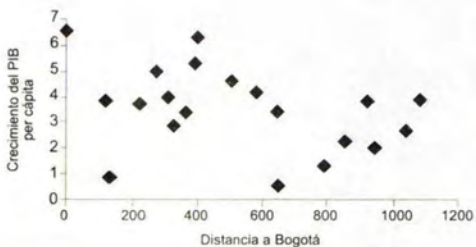
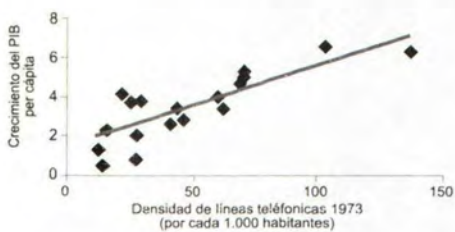
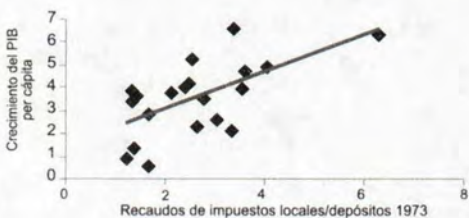
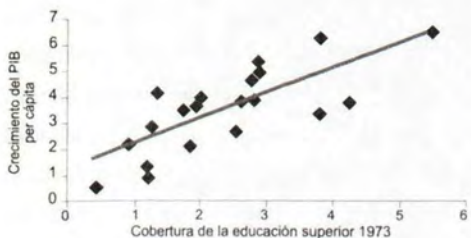
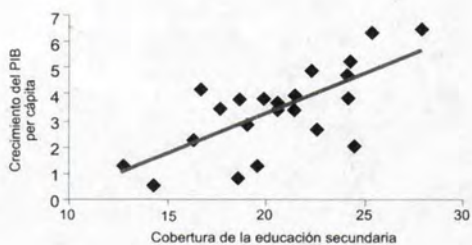
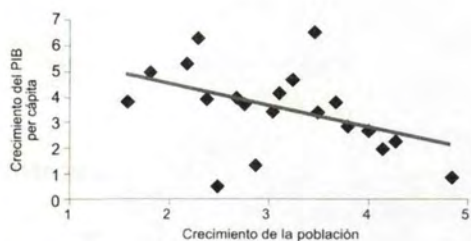
SHULTZ, Theodore, "Education and Economic Growth", *Social Forces Influencing American Education*, edited by N.B. Henry, University of Chicago Press, Chicago, 1961.

URQUIOLA, Miguel, ANDERSEN, Lykke, ANTELO, Eduardo, EVIA, José Luis, and NINA, Osvaldo "Geography and Development in Bolivia. Migration, Urban and Industrial Concentration, Welfare, and Convergence: 1950-1992", Universidad Católica Boliviana, Bolivia, December, 1999.

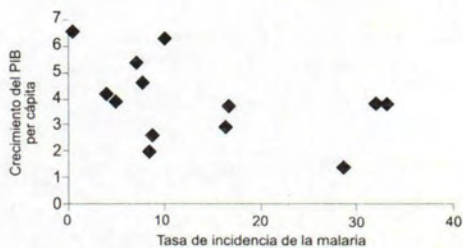
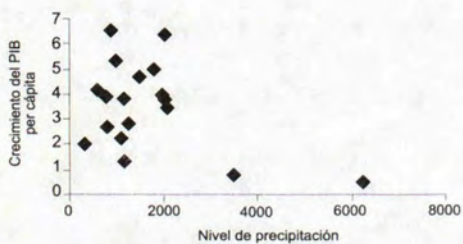
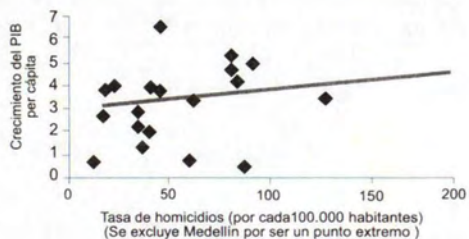
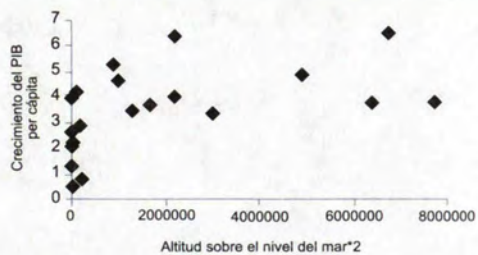
WHEELER, D., "Human Resource Development and Economic Growth in Developing Countries: A Simultaneous Model", *Staff Working Paper*, World Bank, Washington, D.C., 1980.

Anexo

Correlación entre la tasa de crecimiento del PIB per cápita (1973-1998) de las principales ciudades colombianas y sus variables determinantes



**Correlación entre la tasa de crecimiento del PIB per cápita (1973-1998)
de las principales ciudades colombianas y sus variables determinantes** *(continuación)*



FUENTE: CÁLCULOS DE LOS AUTORES.

Integración en el mercado laboral colombiano: 1945-1998*

CARLOS FELIPE JARAMILLO**

OSKAR ANDRÉS NUPIA***

CARMEN ASTRID ROMERO****

Introducción

EL FUNCIONAMIENTO EFICIENTE de los mercados laborales es un requisito indispensable para la asignación óptima de los factores en una economía. Esto implica que los mercados regionales de trabajo deben mostrar una alta interdependencia, lo cual se expresa en remuneraciones que no difieran sustancialmente en distintos puntos geográficos de un país y que reflejen tendencias comunes de largo plazo. Sin embargo, estudios recientes del caso colombiano indican que en las últimas décadas ha persistido una brecha salarial rural-urbana y que los mercados laborales regionales exhiben síntomas de segmentación (Urrutia, 1993; Nupia y Jaramillo, 1998).

El objetivo central de este trabajo es aportar nuevos elementos al debate sobre la operación de los mercados de mano de obra no calificada en Colombia. El estudio se centra en el análisis estadístico de los salarios rurales y urbanos correspondientes al período 1945-1998 para abordar preguntas relacionadas con el grado de integración y de convergencia de estos mercados. Se busca dar respuestas a los siguientes interrogantes: ¿Cuál ha sido la evolución de los salarios rurales y urbanos así como la de la brecha salarial desde 1945? ¿Están integrados los mercados laborales, tanto rurales como urbanos? ¿Existe un mercado laboral nacional o mercados regionales segmentados? ¿Hay una tendencia hacia la convergencia entre los salarios de los mercados rurales? ¿Los salarios rurales tienden a converger hacia los salarios urbanos?

* Queremos agradecer a Marcela Fajardo por la colaboración en la recolección de los datos de jornales rurales, a Mario Nigrinis por su asistencia en las estimaciones de las pruebas de Johansen y a Munir Jalir por su apoyo en los cálculos de datos faltantes de jornales agrícolas.

** Director de la Oficina del Ministerio de Comercio Exterior de Colombia en Washington.

*** Profesor Investigador. Universidad de los Andes.

**** Estudiante de doctorado en Economía e Historia Económicas. Universidad Autónoma de Barcelona.

El trabajo se sustenta en herramientas estadísticas para responder los interrogantes planteados. La integración laboral se evalúa mediante la búsqueda de tendencias comunes entre los salarios, usando técnicas de cointegración para series de tiempo multivariadas (pruebas de Johansen). Los resultados de estas pruebas son contrastados con los de técnicas bivariadas tradicionales. Para evaluar si hay evidencia de convergencia en los niveles salariales de diferentes mercados, utilizamos varios métodos. Inicialmente, examinamos los valores de los coeficientes en las relaciones de cointegración existentes. Este procedimiento es complementado con pruebas más tradicionales de convergencia (v.gr., tipo sigma y tipo beta), las cuales examinan la evolución de la dispersión salarial y la relación entre los valores iniciales de los salarios y sus tasas de crecimiento, respectivamente. Además, identificamos si hay tendencias significativas en el comportamiento de las diferencias salariales urbano-rural y rural-rural.

Este documento se compone de seis secciones, siendo esta introducción la primera. La segunda expone algunas consideraciones teóricas sobre los conceptos de integración y convergencia aplicados al análisis de los mercados laborales. La tercera exhibe una descripción del comportamiento histórico del mercado laboral colombiano en el período de posguerra. La cuarta presenta los resultados de las pruebas de cointegración, mientras la quinta hace lo propio con los de convergencia. En la sexta se consignan las conclusiones.

Consideraciones teóricas: la distinción entre la integración y convergencia

Dada la escasez de información empírica acerca de los flujos de mano de obra y de bienes entre regiones de la mayoría de las economías, la mayor parte de la literatura sobre integración de mercados laborales ha centrado su atención sobre la evolución de las series de salarios regionales. Tradicionalmente, la evolución de las diferencias entre los salarios entre regiones o entre ciudades y zonas rurales ha sido interpretada como evidencia directa sobre el grado de integración entre mercados laborales (véase, Boyer y Hatton, 1997 y Hatton y Williamson, 1992). Este estudio se enmarca dentro de esta metodología, aprovechando la disponibilidad de salarios rurales y urbanos para las principales regiones de Colombia desde 1945.

A. Integración

Los estudios que analizan la información histórica de salarios suponen usualmente que la igualdad de las remuneraciones en diferentes puntos geográficos

en el largo plazo (corrigiendo por diferentes niveles de costo de vida o de transporte) señala la integración entre mercados laborales. Así, si dos mercados están integrados, diferencias significativas en los niveles de remuneración entre los mercados de mano de obra de calificación similar no pueden persistir en el tiempo. Gran parte de la literatura sobre el tema se ha concentrado en el canal migratorio. Muchos estudios han establecido que las diferencias salariales son el principal determinante de las decisiones de migración desde los trabajos pioneros de Harris y Todaro (Harris y Todaro, 1970; Todaro, 1977 y 1985)¹. Más recientemente, se ha enfatizado que aunque la movilidad laboral sea baja, los precios de los factores se pueden igualar en una economía como resultado de los flujos comerciales, en la línea del modelo Hecksher-Ohlin de comercio (véase Slaughter, 1995 y 1997; Leamer, 1993; Kim, 1998).

Para propósitos de este estudio, existe integración entre los mercados laborales de dos o más regiones si sus series salariales respectivas no son estacionarias y además exhiben tendencias estocásticas comunes². Esta definición nos permite aprovechar avances recientes en la literatura econométrica de series de tiempo y, en particular, de las pruebas de cointegración. De acuerdo con estos desarrollos, dos series, W^1 y W^2 , están cointegradas si se encuentra una relación lineal entre ellas de manera que el residuo de la relación sea un proceso de ruido blanco con varianza constante³:

$$W_t^1 = a + b W_t^2 + \varepsilon_t \quad (1)$$

La cointegración como definición de integración entre mercados laborales es mucho más fuerte que las alternativas basadas en correlaciones simples o regresiones, las cuales no imponen condiciones estrictas sobre los momentos del residuo. Además, una falla de muchos estudios que determinan la existencia de la integración usando estas técnicas simples es que los resultados pueden ser espúreos si las series no son estacionarias.

1 Para el caso colombiano, el trabajo de Cárdenas, Pontón y Trujillo (1993) confirma el vínculo entre migración inter-departamental y diferencias entre los niveles de ingreso.

2 Esta definición ha sido aplicada recientemente al análisis de los mercados agrícolas por Helfand González-Rivera (1998). Hasta el momento no se conocen estudios que hayan aplicado este método al análisis de los mercados laborales.

3 La literatura de cointegración también permite que la relación incluya una tendencia lineal en (1). Nosotros excluimos explícitamente esta posibilidad pues no hay un argumento económico convincente para suponer que existe una tendencia lineal de esta naturaleza entre salarios.

Una implicación importante de la definición propuesta es que la integración no requiere necesariamente que la diferencia entre las series salariales (v.gr., la brecha salarial) disminuya gradualmente en el tiempo, como ha sido el caso de las definiciones tradicionales. La cointegración entre dos series puede ser consistente con un diferencial creciente, decreciente o constante, dependiendo de los valores de los parámetros de la relación. Si se encuentra evidencia de cointegración en la relación (1), pruebas sencillas sobre los valores de los parámetros deben revelar cuál es la evolución de la diferencia en los salarios, tal como se ilustra en el Cuadro 1.

Cuadro 1 Convergencia y Divergencia cuando w^1 y w^2 están cointegradas en la relación $W^1 = a + b \cdot W^2$

$a = 0$ y $b = 1$	Las series han convergido
$a \neq 0$ y $b = 1$	Las series han convergido a una constante
$a > 0$ y $b < 1$	Las series están convergiendo si $a > W^2(1-b)$. En otro caso las series divergen.
$a < 0$ y $b > 1$	Las series están convergiendo si $a < W^2(1-b)$. En otro caso las series divergen.
$a > 0$ y $b > 1$	Las series divergen
$a < 0$ y $b < 1$	Las series divergen

En la sección empírica de este trabajo utilizamos la prueba de ecuaciones simultáneas de Johansen para detectar la cointegración entre varias series de salarios. Esto nos proporciona dos ventajas sobre estudios previos. Primero, vamos más allá de los modelos uniecuacionales (conocidos en la literatura como “de corrección de errores”), los cuales han sido utilizados con frecuencia en la literatura reciente sobre integración entre mercados y los cuales requieren que un mercado sea escogido a priori como el mercado exógeno o libre (véase por ejemplo, Boyer y Hatton, 1997). Los resultados de este procedimiento son usualmente sensibles a cual mercado es escogido como exógeno, problema que no se presenta con el procedimiento de Johansen. Segundo, al probar la existencia de cointegración simultáneamente entre más de dos mercados, podemos llegar a algunas conclusiones sobre el tamaño geográfico de un mercado laboral. Cabe anotar que los métodos utilizados en estudios anteriores no permitían discernir si más de dos regiones compartían la misma tendencia de largo plazo.

B. Convergencia

Aunque la convergencia es un término ampliamente difundido en la literatura económica reciente, existen muchas definiciones, algunas de ellas incluso contradictorias. En general, hay dos formas de analizar el tema de la convergencia.

La primera se basa en el análisis de la evolución temporal de la diferencia de las series a través del tiempo. La segunda se centra en la evolución de la varianza de esta diferencia. La primera solo evalúa hasta que punto se están acercando las series en el tiempo, mientras que la segunda analiza la volatilidad de la diferencia y su evolución.

Una definición general de convergencia requiere dos condiciones (véase Fuss, 1999). La primera es que el valor esperado de la diferencia se acerque a una constante, k :

$$\lim_{t \rightarrow \infty} E(W_t^1 - W_t^2) = k \quad (2)$$

La segunda es que la varianza de su diferencia se acerque a una constante (σ^2):

$$\lim_{t \rightarrow \infty} Var(W_t^1 - W_t^2) = \sigma^2 \quad (3)$$

Al imponer ambas condiciones simultáneamente, se obtiene una definición formal, más restrictiva que aquellas que sólo buscan una tendencia descendente en la diferencia o una relación estadística entre los valores iniciales y sus tasas de crecimiento (v.gr., convergencia tipo beta y sigma). Sin embargo, esta definición es esencialmente equivalente a evaluar si existe una tendencia descendente en el coeficiente de variación, método conocido en la literatura como convergencia tipo sigma.

Dada esta definición, es posible diferenciar pares de series que han convergido de aquellos que aún están en el proceso de converger.

Definición 1: Dos series han convergido si el valor esperado y la varianza de su diferencia son constantes:

$$E(W_t^1 - W_t^2) = k \quad y \quad Var(W_t^1 - W_t^2) = \sigma^2$$

Definición 2: Dos series están convergiendo si el valor esperado y la varianza de su diferencia se acercan a constantes:

$$\lim_{t \rightarrow \infty} E(W_t^1 - W_t^2) = k \quad y \quad \lim_{t \rightarrow \infty} Var(W_t^1 - W_t^2) = \sigma^2$$

La definición 2 es más adecuada para justificar pruebas sobre la progresiva convergencia en los niveles de los salarios, el tema que ha acaparado la mayor

parte de la literatura de integración laboral⁴. En mucha de esta literatura, la convergencia es un proceso lento que tiende a igualar los precios de los factores en la medida en que las barreras a los flujos migratorios se van eliminando y/o el comercio regional se amplía.

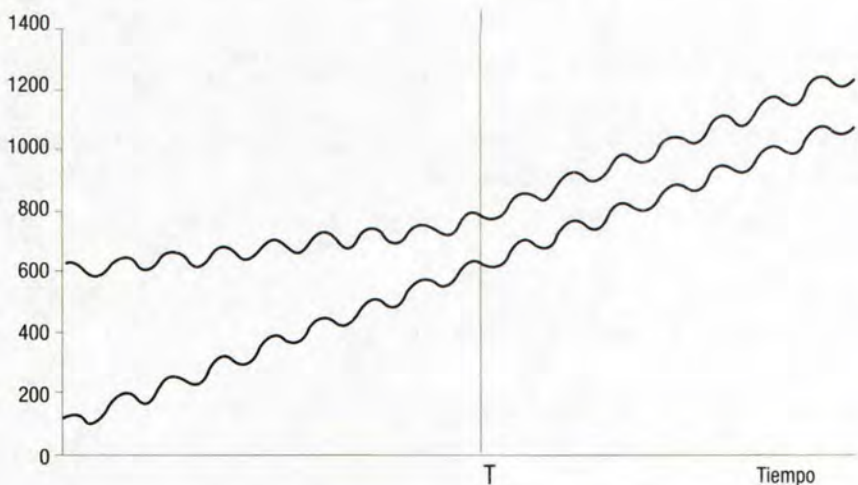
Las definiciones presentadas de convergencia se ilustran en los gráficos 1 a 3. En el Gráfico 1 aparecen dos series que están convergiendo a una constante desde el tiempo 0 al tiempo T. Las mismas series han convergido después del tiempo T. El Gráfico 2 muestra dos series que divergen. El Gráfico 3 ilustra un caso raro pero posible: dos series que han convergido en diferencias pero divergen en varianza.

C. La relación entre convergencia y cointegración

No existe consenso en la literatura acerca de la naturaleza de la relación entre convergencia e integración (o cointegración)⁵. La relación es compleja y depende de las definiciones que se utilicen.

Con las definiciones planteadas arriba, si dos series han convergido, deben estar cointegradas y b debe ser igual a la unidad en la relación planteada en la ecuación (1). El valor del parámetro constante definirá si han convergido al mismo

Gráfico 1



4 El teorema de la convergencia de los precios de factores de Leamer (1995) implica un proceso gradual de igualación de salarios.

5 Véase Bernard y Durlauf (1991) y Fuss (1999) para una discusión sobre la relación entre integración y convergencia.

Gráfico 2

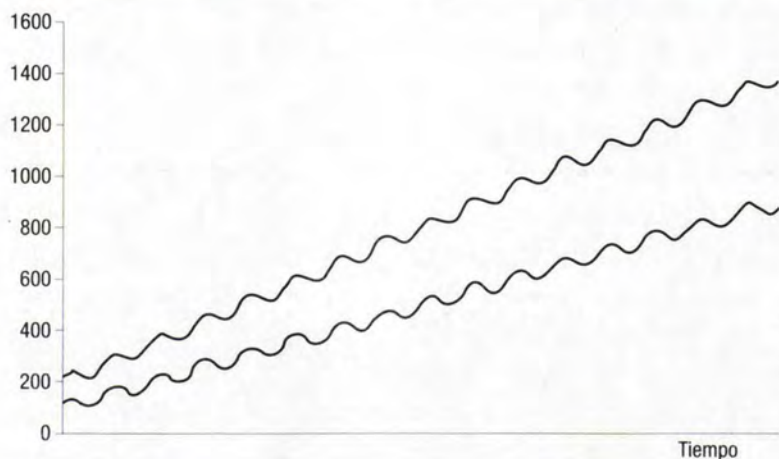
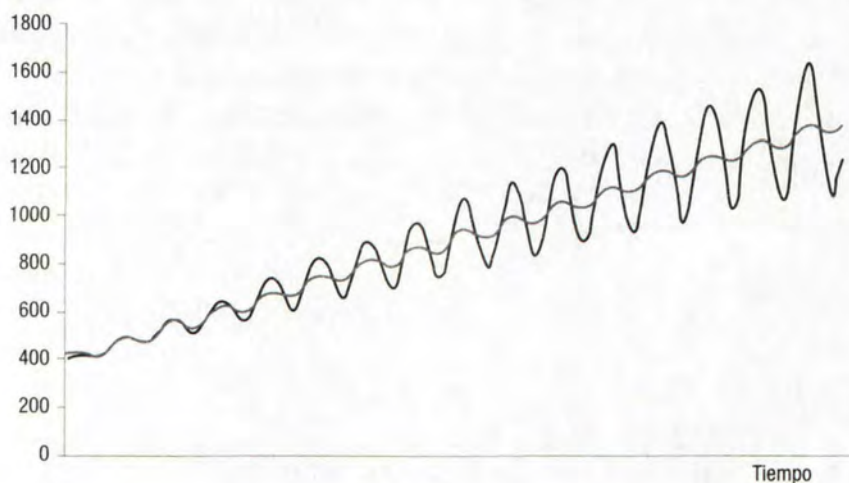


Gráfico 3



valor (si $a=0$) o si han convergido a una constante (cuando $a \neq 0$). Si las series están en el proceso de converger, sólo están “evolucionando” hacia la cointegración. En este caso, es probable que b no sea igual a la unidad y la varianza de la diferencia puede ser constante o exhibir una tendencia descendente en el tiempo. Por ende, una prueba de cointegración no identificará nítidamente comportamientos acordes con la definición 2. El problema radica en que no existen pruebas en la actualidad para series que están “evolucionando” hacia la cointegración. Así, si dos series están convergiendo, éstas podrían resultar cointegradas o no cointegradas, si se

usan las pruebas convencionales de cointegración. Sin embargo, si dos series están cointegradas, los valores de los parámetros en la relación (1) nos pueden indicar si están convergiendo, si han convergido o si están divergiendo, tal como se ilustra en el Cuadro 1⁶.

En resumen, si dos series de salarios están cointegradas, con pruebas adicionales podemos determinar si cumplen con alguna de nuestras definiciones de convergencia. Si cumplen los requisitos de la definición 1 sobre mercados que han convergido durante el período de muestra, entonces también deben estar cointegrados (y b debe ser igual a la unidad). Sin embargo, no todos los grupos de series que están convergiendo estarán cointegradas. Así, se hace necesario realizar pruebas adicionales a las de Johansen para determinar si las series están convergiendo.

De acuerdo con lo expuesto, la estrategia que se sigue en este estudio es primero, investigar si hay integración entre mercados, realizando pruebas de cointegración entre las series salariales, basadas en la búsqueda de tendencias estocásticas comunes mediante el método de ecuaciones simultáneas de Johansen. Este es el contenido de la cuarta sección. En la quinta sección analizaremos diferentes pruebas para detectar convergencia. Cuando se encuentre cointegración entre series de jornales, se aplicarán pruebas adicionales para determinar los valores de la relación (1) que permitan determinar si los niveles salariales están convergiendo, divergiendo o si convergieron antes del inicio del período de la muestra. Acto seguido, buscamos evidencia de convergencia para aquellos mercados para los cuales se descartó la cointegración. Para este propósito, utilizamos pruebas convencionales para detectar la convergencia tipo beta y tipo sigma así como para determinar las tendencias en la evolución de los diferenciales salariales. Antes de entrar de lleno en las pruebas empíricas, la siguiente sección se ocupa de repasar las tendencias de los mercados laborales en Colombia en el período de posguerra.

Comportamiento histórico del mercado laboral

En esta sección se presenta una breve descripción del comportamiento tanto de los jornales rurales como de los salarios urbanos de baja calificación, acompañada de un recuento de las principales fases del desarrollo económico colombiano desde

⁶ Si las series están cointegradas, entonces se ha determinado que la varianza de la relación de cointegración es una constante y, con esto, satisfecho parte de la definición de convergencia. Así, es necesario solo centrarse en la evolución de la diferencia para determinar si existe convergencia.

1940 con el fin de identificar las posibles causas de las fluctuaciones del mercado laboral. Además, se presenta un análisis de la evolución de la brecha salarial rural-urbana para las cuatro principales ciudades.

A. Fuentes

Se construyeron las series anuales de jornales agrícolas sin alimentación según la estructura administrativa vigente en 1940. La adopción de esta organización territorial permite contar con datos para 17 departamentos durante los años 1940 hasta 1998. Estas cifras corresponden a una distribución espacial enmarcada dentro de un contexto histórico y con fundamento económico, lo cual facilita el análisis, la comparación por períodos y su relación con los salarios urbanos.

En consecuencia se construyeron jornales ponderados por población y clima⁷ para los departamentos que conformaban el Viejo Caldas (Caldas, Risaralda y Quindío), el Magdalena Grande (Guajira, Cesar y Magdalena) y el antes llamado Estado de Bolívar (Bolívar, Córdoba y Sucre). Por ofrecer información muy incompleta, se excluyeron de la muestra los antiguos territorios nacionales.

Los jornales rurales fueron recolectados por la Caja Agraria desde sus inicios en 1935 hasta 1998, sin embargo, los datos entre 1935 y 1939 aparecieron para meses distintos y no se hacía una diferenciación por tipo de clima, por tanto, decidimos utilizar las series desde 1940 año en que se unifica su presentación y se publican con total regularidad. Sin embargo, cabe anotar que para la mayor parte del análisis econométrico, se optó por analizar la muestra comprendida entre 1945 y 1998, pues se detectaron comportamientos atípicos y oscilaciones fuertes en algunos salarios durante el período correspondiente a la segunda guerra mundial.

Los jornales agrícolas no se calcularon durante los años 1972 hasta 1975 por parte del DANE. La información recogida por la Caja Agraria en esos años no fue procesada ni tampoco se conserva. Esta situación nos obligó a estimar estos datos mediante el uso de modelos ARIMA condicionados para cada uno de los 17 departamentos.⁸

Los salarios de obreros de la construcción, que por primera vez se utilizan en este tipo de estudios, fueron reconstruidos a partir de los reportes municipales de

7 Para departamentos con variedad de clima el jornal se registra por separado para clima frío y cálido.

8 La descripción detallada de la metodología de construcción para las series de salarios y los datos nominales se encuentran en el Anexo 1.

salario de ayudantes del sector, según información suministrada por el área de estudios económicos de las seccionales de Medellín, Cali y Barranquilla del Banco de la República, para los años anteriores a 1960, ya que con la creación de la Cámara Colombiana de la Construcción en 1957 se centralizó la información de salarios y desde sus inicios se han publicado con regularidad el índice de la mano de obra en el sector en la categoría de ayudantes.

Igualmente se recolectaron las series disponibles de salario mínimo legal, el cual fue establecido para los sectores rural y urbano en 1950 y luego se unificó a partir de 1984.

Finalmente, el índice de precios que se usó como deflactor corresponde al Índice de Precios al Consumidor base 1954-1955, empalmado con un índice de precios de alimentos construido por nosotros para los años 1915-1950.

B. El Jornal Rural

El Gráfico 4 y el Cuadro 2 muestran el comportamiento histórico de los jornales rurales reales. En general, las remuneraciones han mostrado una tendencia creciente desde 1945, a pesar de exhibir una fuerte volatilidad anual. El salario rural promedio ha crecido en este período a una tasa anual de 1,8%.⁹ Sin embargo, este comportamiento encubre una importante heterogeneidad entre regiones (Cuadro 3). Los departamentos que exhiben el crecimiento más alto son los del sur-occidente (Nariño y Cauca), sur-oriente (Caquetá), centro-oriente (Cundinamarca, Boyacá, Santander y Norte de Santander) y centro (Huila y Tolima). En contraste, las menores ganancias se han presentado en aquellos departamentos localizados en la región centro-occidental o cafetera (Caldas y Antioquia) y en la costa atlántica (Magdalena, Atlántico y Bolívar). Las únicas excepciones a estas tendencias generales son los bajos crecimientos que exhiben los jornales de Valle, Chocó y Meta.

De acuerdo con el Gráfico 4, el jornal promedio nacional ha atravesado por algunas fases bien definidas de expansión y desaceleración. Los períodos 1956-1965, y 1971-1980 se caracterizan por exhibir tasas de crecimiento altas, los años 1981-1985 y 1993-1998 por presentar importantes fluctuaciones y una lenta recuperación, mientras que, el subperíodo 1991-1992 corresponde a fuertes contracciones.

⁹ El salario nacional es un promedio de los salarios departamentales, ponderados por población.

Cuadro 2 Promedios y Crecimientos Quinquenales de los Salarios Reales

	Salario Rural		Salario Mínimo			
	Promedio	Crecim.	Urbano		Rural	
			Promedio	Crecim.	Promedio	Crecim.
1945-1998	738.60	166.48				
1946-1950	503.35	-8.30				
1951-1955	533.17	5.05	347.64	-12.05	347.64	-12.05
1956-1960	531.38	3.60	571.19	66.27	446.14	-9.07
1961-1965	607.93	11.99	796.37	27.28	523.37	22.73
1966-1970	638.72	6.45	624.56	-7.15	389.82	-16.52
1971-1975	671.85	16.41	574.90	9.30	392.67	60.73
1976-1980	933.30	23.65	673.55	34.81	597.74	45.18
1981-1985	923.98	-6.19	825.55	10.68	795.39	18.81
1986-1990	997.03	4.64	863.84	-4.96		
1991-1992	953.73	-1.72	810.39	-0.77		
1995-1998	996.48	-0.43	811.22	0.66		
1993-1998	983.81	4.59	813.63	-1.10		

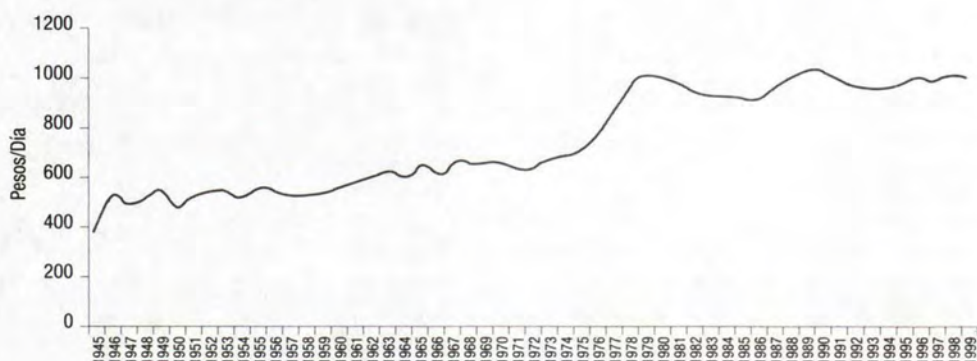
Salarios Urbanos

	Barranquilla		Cali		Medellín		Bogotá	
	Prom.	Crecim.	Prom.	Crec.	Prom.	Crec.	Prom.	Crec.
1945-1998	889.76	73.96	898.84	65.84	844.34	241.28	773.59	198.29
1946-1950	721.68	-22.28	770.07	-46.01	502.10	-25.23	625.06	28.03
1951-1955	653.70	-4.16	721.51	5.35	551.86	2.61	611.57	-3.35
1956-1960	634.00	5.21	767.03	13.89	601.38	21.24	611.27	14.38
1961-1965	834.59	38.34	774.68	5.00	878.08	20.47	668.39	4.12
1966-1970	954.26	6.77	782.70	12.07	715.42	-10.02	682.76	16.09
1971-1975	935.72	-11.63	711.67	-17.62	648.81	8.28	817.78	0.61
1976-1980	1034.29	47.06	819.20	50.17	932.46	58.38	779.24	17.38
1981-1985	1155.93	-17.44	1090.13	-0.69	1188.75	-1.08	961.47	2.28
1986-1990	1000.64	-10.74	1132.34	7.04	1140.62	-8.72	944.02	-1.56
1991-1992	902.01	0.82	1117.08	2.34	1056.03	-2.79	917.59	-0.54
1995-1998	1026.13	18.36	1288.27	-2.04	1264.41	-6.03	1022.26	-5.55
1993-1998	995.59	22.04	1280.92	5.35	1258.52	13.02	1016.63	0.40

FUENTE : CÁLCULOS DE LOS AUTORES CON BASE EN LA INFORMACIÓN DE SALARIOS PRESENTADA EN EL ANEXO 1

Las etapas de mayor crecimiento de los jornales coinciden con la ampliación en la base productiva sectorial, tanto en la economía cafetera como en el resto de la agricultura, lo que se reflejó en un aumento en la demanda de trabajo y en la entrada de capital al campo. Este dinamismo responde a factores de demanda y oferta sectorial. Por el lado de la demanda, influyeron la consolidación del sector industrial y el mayor consumo de bienes alimenticios para una población urbana creciente.

Gráfico 4 Jornal rural real 1945-1998



FUENTE: CÁLCULOS DE LOS AUTORES.

Cuadro 3 Salarios regionales, 1945-1998. Tasa de crecimiento promedio anual

Departamentos	Ubicación geográfica	%
Areas rurales		
Bolívar	Norte	1.24
Valle	Sur-occidente	1.45
Norte de S.	Centro-orienté	1.90
Caldas	Centro-occidente	1.77
Antioquia	Centro-occidente	1.34
Atlántico	Norte	1.64
Chocó	Centro-occidente	1.29
Magdalena	Norte	1.69
Santander	Centro-orienté	2.16
Huila	Centro	2.05
Tolima	Centro	2.16
Cauca	Sur-occidente	1.83
Boyacá	Centro-orienté	2.59
Cundinamarca	Centro-orienté	2.59
Meta	Sur-orienté	1.51
Caquetá	Sur-orienté	2.29
Nariño	Sur-occidente	2.59
Promedio rural		1.89
Centros urbanos		
Barranquilla	Norte	1.03
Cali	Sur-occidente	0.94
Medellín	Centro-occidente	2.27
Bogotá	Centro-orienté	2.02
Promedio-urbano		1.56

FUENTE: CÁLCULOS DE LOS AUTORES.

Por el lado de la oferta, las cifras disponibles de área cosechada excluyendo el café (desde 1950), muestran la aparición de nuevos cultivos ligados a la demanda industrial (v.gr., soya, palma africana, sorgo) entre 1950 y 1960, seguido por una fuerte expansión de la agricultura comercial entre 1965 y 1979¹⁰. En este período aumentó la superficie cosechada de 1.585.000 hectáreas en 1965 a cerca de 3.000.000 en 1979, concentrada en productos comerciales y de plantación (arroz, algodón, caña de azúcar, banano, cacao, sorgo, soya y palma) y la extensión de otros (flores, frutales y algunas hortalizas). En contraste, se observó una reducción del área y de la producción de cultivos de economía campesina como maíz, frijol, trigo, cebada y panela.

El período de expansión de la agricultura comercial se caracterizó por mejoras importantes en la productividad, explicada por la ampliación en la utilización de maquinaria, insumos químicos y semillas mejoradas, la adecuación de tierras para facilitar el riego, el drenaje, arado y cultivo de los suelos. La creación del crédito de fomento, así como la organización de los principales gremios sectoriales, también contribuyen a explicar el dinamismo del sector (ver Kalmanovitz, 1982; Misión de Estudios del Sector, 1990; MINAGRICULTURA, 1994; Misión Rural, 1998).

La economía cafetera, también registró drásticos cambios durante ese lapso de tiempo, tales como la industrialización de la trilla, la rápida difusión de nuevas variedades, la ampliación decidida de las siembras incentivadas por la bonanza de 1975-1978 y las mejoras en la comercialización, que en combinación con el fortalecimiento de la Federación Nacional de Cafeteros, se tradujeron en la duplicación de la producción del grano al pasar de 6.1 millones de sacos en promedio para los años 1950-1955 a 11.9 millones de sacos durante 1985-1990 (Junguito y Pizano, 1991). El aumento en la producción y siembras de café tecnificado favorecieron muy significativamente el mayor empleo rural, durante los años setenta y ochenta, gracias a la mayor absorción de jornales/ha por parte de las nuevas variedades¹¹.

A su turno los períodos de bajos salarios fueron 1941-1945 y 1991-1992. En los primeros años de los cuarenta, las exportaciones de los transables (en particular café y algodón) cayeron como consecuencia de los estragos de la segunda guerra

¹⁰ Las cifras de superficie cosechada fueron tomadas de la base de datos del sector, construida por el DNP-ADA.

¹¹ La Federación de Cafeteros estima que una hectárea de café tradicional ocupa 62,3 jornales/año, al tiempo que el café tecnificado (promedio sol y sombra), requiere 158,1 jornales/ha/año, en ambos casos incluyendo la cosecha.

mundial, ambos renglones fundamentales para el empleo rural. Además, la continua volatilidad salarial durante esta década puede explicarse por la carencia de una legislación única en esta materia.

Dentro de los períodos críticos de la agricultura no cafetera y de los salarios rurales, sobresale el que se vivió en los dos primeros años de los noventa. En este período, se registró un fuerte declive en la producción agrícola de cultivos transitorios causada por la sequía de 1992, el desplome de las cotizaciones internacionales de los productos agrícolas, la eliminación del sistema de precios internos de sustentación, los efectos negativos de la revaluación y la creciente crisis de la Caja Agraria (Ocampo y Perry, 1995; Jaramillo, 1998). El efecto directo de este fenómeno fue la fuerte reducción en la demanda laboral, que se tradujo en una caída del salario rural, en especial en los departamentos de la Costa Caribe, zonas donde se sintió con más rigor la sustitución de siembras de cultivos transitorios por ganadería (Bonnet, 1999).

De otra parte, la economía cafetera empezó a afrontar un prolongado período de crisis a partir de mediados de 1989, con la ruptura del Acuerdo Internacional del Café y la intensa reducción en los precios internacionales. El efecto de esta crisis sobre la demanda laboral fue compensado inicialmente por los aumentos en la producción registrados entre 1990 y 1993, cuando se lograron las mayores cosechas de la historia. Desde entonces, la producción ha descendido hasta niveles de cerca de 10 millones de sacos en 1998, lo cual refleja una importante disminución en las áreas sembradas (de 1.070.000 has. en 1970 a cerca de 870.000 en 1998)¹². Esta caída sostenida de la producción y los problemas de rentabilidad en el cultivo del grano han afectado sensiblemente al empleo cafetero desde 1992. El empleo promedio ha caído de 803.000 personas/año a menos de 600.000 desde 1996 (Fonseca, 1998).

Finalmente, es importante anotar que se observa una recuperación en los salarios rurales en los subperíodos 1981-1985 y 1993 y 1998. En el último caso, la fuerte contracción de los principales cultivos transitorios ha sido compensada por una creciente demanda laboral de sectores agrícolas y no agrícolas. En el sector agrícola, pese a la menor demanda de mano de obra en la Costa Caribe y en el sector cafetero, se han generado nuevos empleos en cultivos de economía campesina

12 En contraste con esta reducción de la superficie sembrada, el número de productores creció de 303 mil a 566 mil en ese mismo período, con lo cual el tamaño promedio de la unidad de producción cafetera pasó de 3,5 hectáreas en 1970 a 1,5 en 1993-97.

(papa, hortalizas y frutales), cultivos permanentes, actividades ilícitas y en la ganadería (Jaramillo, 1998). Igualmente, se ha incrementado la demanda laboral en sectores rurales no agrícolas como los servicios (auge del gasto municipal debido a la consolidación del proceso de descentralización), así como por la competencia del empleo urbano y la construcción (en especial entre 1991 y 1995)¹³.

C. Los salarios urbanos y su relación con el jornal rural

El Gráfico 5 y el Cuadro 2 muestran el crecimiento y los promedios de los salarios mínimos reales de las ciudades grandes y del sector rural, respectivamente entre 1950 y 1998. Cabe anotar que los salarios mínimos en ambos sectores son iguales entre 1950 y 1956 y nuevamente a partir de 1984, cuando se elimina el salario mínimo rural. Entre 1957 y 1983, el salario mínimo urbano fue siempre superior al mínimo rural. Ambas remuneraciones aumentaron sustancialmente en 1954 y 1963, año en que el salario mínimo urbano alcanza su nivel más alto en toda la historia de este indicador. Desde 1964 y hasta 1974 se observa una caída sostenida en ambas remuneraciones. Entre 1975 y 1985 se inicia un período ascendente. Entre 1986 y 1998, se observa una fase de reducción moderada.

Los diferenciales entre jornal rural y mínimo rural fueron favorables siempre para el primero. Por ejemplo, esta ventaja fluctuó alrededor de un 40% entre 1966 y 1975, mientras el diferencial con el mínimo urbano se movió en cerca del 12% durante esos mismos años, a excepción de 1973. Los tres salarios lograron un mayor acercamiento en 1984 cuando el jornal superó al mínimo por menos de diez puntos, luego esta brecha se aumentó alrededor del 20% entre 1993 y 1998.

El Gráfico 6 y el Cuadro 2 también muestran los movimientos de los salarios de ayudantes de la construcción en Bogotá, Medellín, Cali y Barranquilla y su relación con el jornal rural. Los primeros han crecido a una tasa anual promedio de 1,5% desde 1945, menor que aquella correspondiente al jornal rural nacional (Cuadro 3). Medellín ha demostrado la mayor tasa de crecimiento (2,27%), mientras Barranquilla (1,03%) y Cali (0,94%) han crecido por debajo de la tendencia nacional.

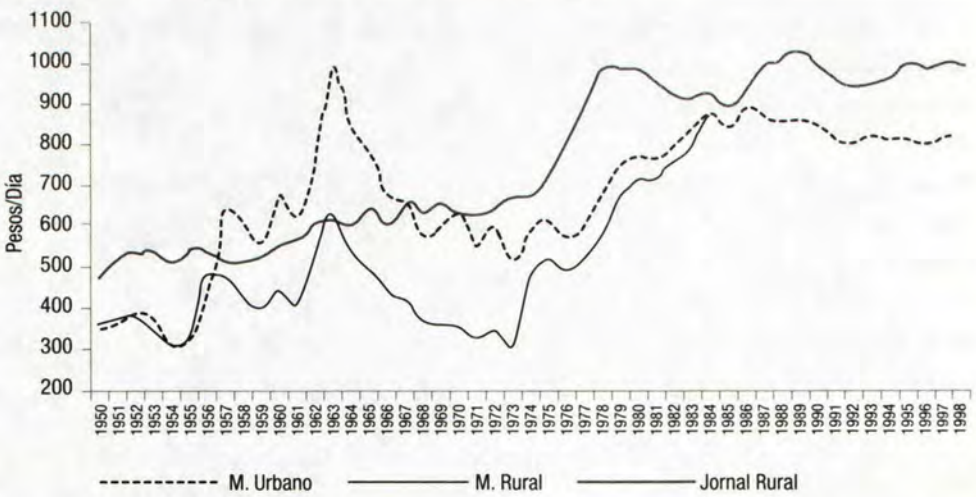
El Gráfico 7 muestra la evolución de la relación entre el jornal rural nacional y el salario urbano (promedio de cuatro grandes ciudades). A mediados de los cuarenta, el jornal rural es apenas entre 60% y 70% del valor del salario urbano.

¹³ Los desplazados a causa de la violencia, se constituyen en otro factor que puede producir escasez relativa de mano de obra rural en ciertas zonas del país.

En los años cincuenta, esta relación mostró fluctuaciones significativas, aunque en este período el salario rural alcanza cerca de un 80% del urbano. En 1971 se inició un acentuado ciclo, durante el cual el jornal rural se incrementa hasta alcanzar un valor correspondiente a 125% del salario urbano en 1978, año en que la relación empieza a descender hasta llegar a 85% en 1984. Este ciclo está claramente asociado a la bonanza cafetera de mediados de los años setenta. La relación nuevamente favorece a los trabajadores rurales hasta 1988 cuando se produce una virtual equiparación en los niveles salariales de campo y ciudad. Sin embargo, la relación se deteriora en los noventa, posiblemente como resultado de la caída de salarios rurales por la crisis agropecuaria y por el fuerte ascenso de los salarios urbanos, jalonados por el auge de la construcción. Sin embargo, la relación se recupera nuevamente después de 1995. En los noventa, el jornal rural fluctuó alrededor de un promedio de 90% del salario urbano.

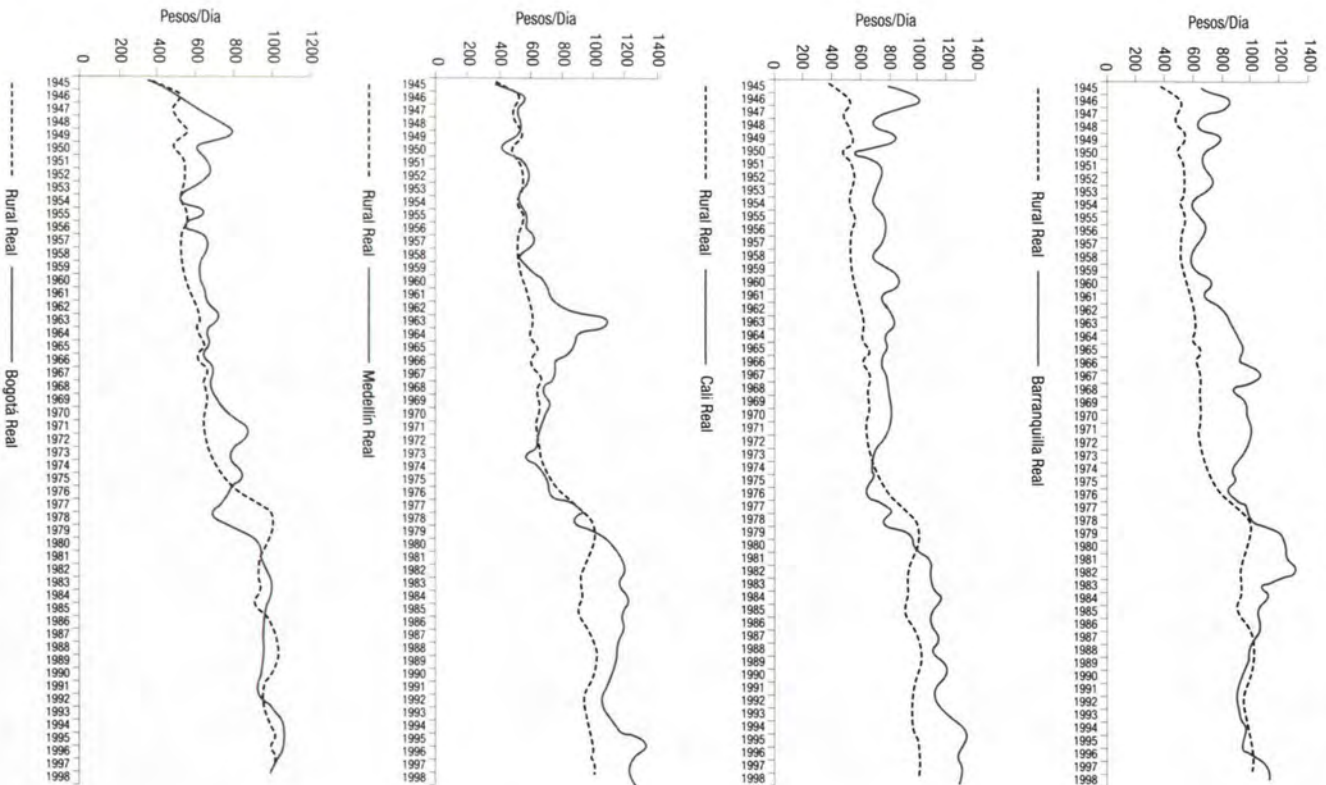
Berry y Urrutia (1975), al comparar el salario rural con el de la construcción en Bogotá, encontraron que desde 1936 ha prevalecido una relación relativamente estrecha entre las dos series y que ha existido un diferencial de salarios en favor de los trabajadores no calificados de la construcción. Sin embargo, esta relación parece haberse invertido en los primeros años de la década de los cincuenta, con los salarios agrícolas ligeramente más altos, en parte como resultado del aumento de la violencia rural. Además, durante los años de la bonanza cafetera de los setenta

Gráfico 5 Comparación de los salarios mínimos y el jornal rural.



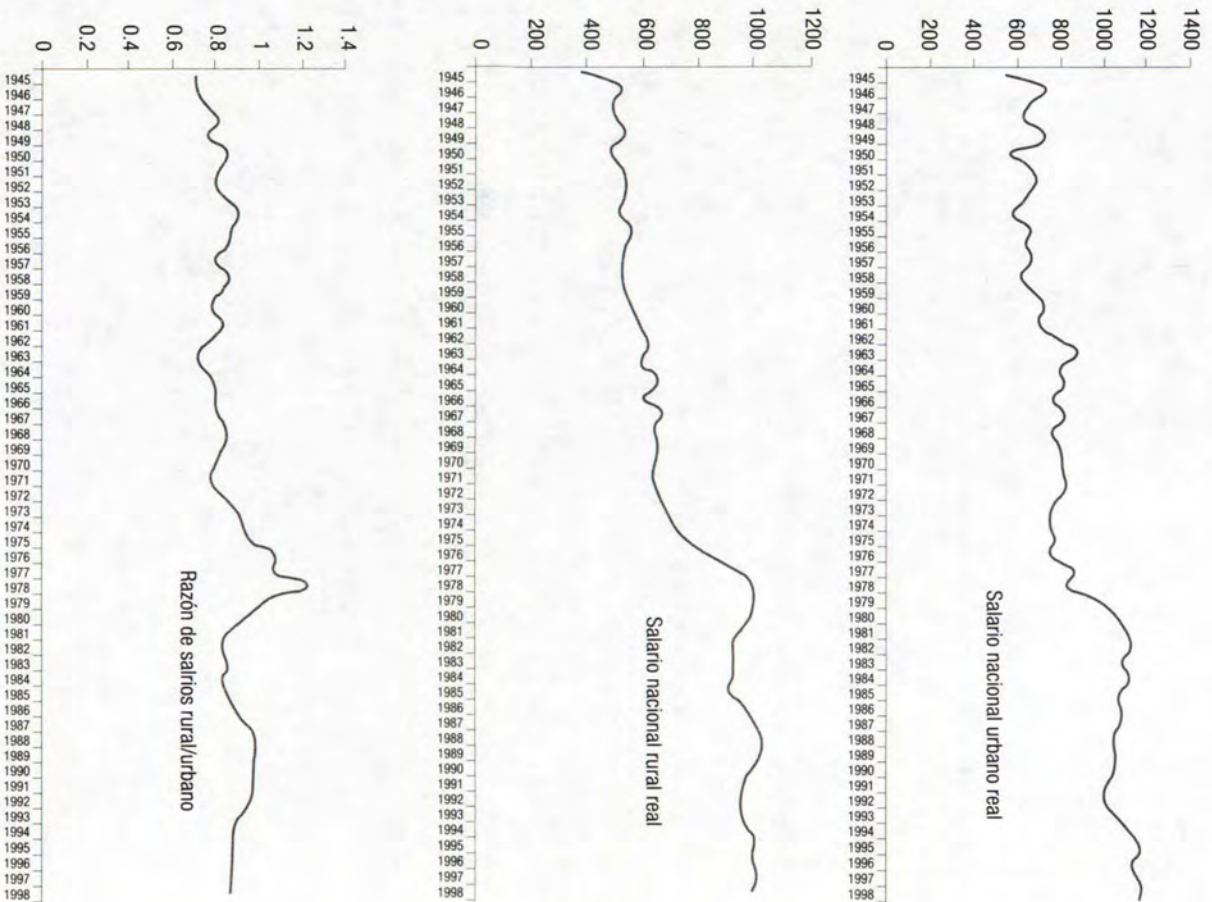
FUENTE: CÁLCULOS DE LOS AUTORES.

Gráfico 6 Jornal rural y salario urbano real de Barranquilla, Cali, Medellín y Bogotá, 1945-1998.



FUENTE: CALCULOS DE LOS AUTORES.

Gráfico 7 Relación entre el salario nacional rural y el salario nacional urbano, 1945-1998.



FUENTE: CALCULOS DE LOS AUTORES.

se observa una brecha amplia y positiva a favor del jornal rural. Esto es consistente con la explicación de Londoño (1995) para quien las fluctuaciones de la brecha salarial rural-urbana en Colombia se explican fundamentalmente por el ciclo cafetero.

La estrecha relación entre los jornales rurales y los salarios de la construcción de Bogotá encontrada por Berry y Urrutia (1975) ha dado pie para que algunos analistas concluyan que este es un síntoma de integración de los mercados laborales del país. Por ejemplo, para Londoño (1995) un diferencial promedio entre 1936 y 1987 alrededor de cero sugiere que las migraciones entre campo y ciudad han facilitado la eliminación de las diferencias salariales.

De acuerdo con Berry y Urrutia, la brecha rural-urbana pudo ser menos estrecha en otras ciudades en razón de las diferentes proporciones regionales en las dos ocupaciones. Sin embargo, estos autores no pudieron verificar esta hipótesis por la carencia de series de salarios de la construcción para ciudades diferentes de Bogotá desde 1940. Nuestras cifras confirman que las sospechas de estos analistas son válidas: el diferencial salarial es mayor en ciudades como Barranquilla y Cali en donde la remuneración a los obreros de la construcción supera al jornal rural en una proporción del 30% entre 1951 y 1970, en el primer caso y en cerca del 25% en el segundo. En Bogotá esta relación oscila entre el 5% y el 10% (Cuadro 4). En contraste, la desigualdad con respecto a Medellín muestra un fuerte aumento en 1963 y una disminución continua hasta 1970. Estos comportamientos demuestran que la evolución de los salarios de la construcción en diferentes centros urbanos no ha sido tan estrecha como se ha supuesto.

Cuadro 4 Diferenciales entre los Salarios Urbanos y el Jornal Rural

	Rural/Barranq.	Rural/Cali	Rural/Medellín	Rural/Bogotá
1945-1998	0.83	0.83	0.90	0.95
1946-1950	0.70	0.65	1.00	0.81
1951-1955	0.82	0.74	0.97	0.87
1956-1960	0.84	0.69	0.88	0.87
1961-1965	0.73	0.78	0.69	0.91
1966-1970	0.67	0.82	0.89	0.94
1971-1975	0.72	0.94	1.04	0.82
1976-1980	0.90	1.14	1.00	1.20
1981-1985	0.80	0.85	0.78	0.96
1986-1990	1.00	0.88	0.87	1.06
1991-1992	1.06	0.85	0.90	1.04
1995-1998	0.99	0.77	0.79	0.97
1993-1998	0.99	0.77	0.78	0.97

FUENTE : ANEXO 1

La evolución de los salarios urbanos de baja calificación ha sido tradicionalmente explicada por los ciclos de la actividad edificadora. Dicha actividad gravitó alrededor de los impulsos proporcionados por el Gobierno a través de los programas desarrollados por el ICT y, posteriormente, por el BCH hasta 1972. A partir de entonces, comienza a depender de la acción del sector privado y del ahorro captado por el Sistema de Valor Constante. La puesta en marcha de este plan condujo a un auge sin precedentes en la actividad. En Barranquilla y Medellín se registró un aumento en los metros cuadrados construidos del 94%, en Cali un 33% y en Bogotá un 55% para los años 1972 hasta 1974 (Cuadro 5). Esta bonanza se reflejó en un repunte de los salarios sectoriales hasta los primeros años de los ochenta (ver Giraldo y López 1990).

La construcción retomó la senda ascendente entre 1990 y 1994 de manera contraria al ciclo agrícola. En Barranquilla y Bogotá el mayor nivel se observó en 1991 cuando el crecimiento anual en metros cuadrados construidos fue de 59,7% y 47,6% respectivamente, mientras que, en Cali y Medellín la mayor dinámica se logró en 1992 con tasas del 36,3% y 61%.

Sin embargo, esta actividad se estancó desde 1995 por diferentes razones, entre las que se destacan las altas tasas de interés que afectaron la demanda por viviendas nuevas; la saturación de los estratos medio-alto y alto; la crisis del ICT; el encarecimiento del suelo urbano y la menor disponibilidad de áreas urbanas para construir (Giraldo, 1997). Entre 1995 y 1998, esta situación redundó en una caída de los salarios de obreros en Medellín del 6%, en Bogotá del 5% y en Cali del 2%. En Barranquilla se observó un crecimiento del 18,3%, lo cual permite

Cuadro 5 Actividad Edificadora por Ciudades. (Metros Cuadrados)

Períodos	Barranquilla		Cali		Medellín		Bogotá	
	Prom.	Crecim.	Prom.	Crecim.	Prom.	Crecim.	Prom.	Crecim.
1946-1950	291,884	-8.7	289,676	-5.2	290,490	-29.8	485,768	66.1
1951-1955	104,040	-17.2	312,394	19.7	370,650	61.3	621,774	98.4
1956-1960	187,759	6.5	413,361	11.8	458,170	-6.1	1,141,910	21.6
1961-1965	229,731	-11.2	610,877	8.9	416,082	-61.9	1,421,314	30.9
1966-1970	252,094	30.7	527,783	-4.8	252,094	30.7	1,922,939	59.8
1972-1974	333,521	93.7	719,592	32.7	333,521	93.7	2,649,173	54.9
1976-1980	372,709	-33.4	651,158	15.1	372,709	-33.4	2,138,696	-2.4
1981-1985	449,026	-41.4	885,692	14.4	449,026	-41.4	2,485,986	56.6
1986-1990	188,921	10.3	1,177,807	-21.2	257,479	97.5	3,272,620	-18.2
1992-1993	335,206	72.6	1,900,942	12.4	1,752,465	27.3	4,723,931	-21.5
1993-1997	500,919	41.5	1,633,917	-50.5	1,535,877	-47.3	4,036,460	-15.1

FUENTE: CAMACOL

suponer que en esta ciudad no se presentó una fase de contracción del ciclo de la construcción.

Integración de mercados laborales

En esta sección se presentan los resultados del análisis de las tendencias de las brechas salariales, tanto para el nivel rural-rural como rural-urbano. En primer lugar, se evalúan los movimientos de los salarios departamentales rurales en las regiones tradicionales mediante el uso de gráficas y se analizan las correlaciones entre las variaciones de los salarios rurales por décadas, las cuales proveen alguna información preliminar acerca de la estructura regional del mercado laboral rural. Mediante la utilización de la metodología de cointegración de Johansen, se detecta la existencia de siete mercados laborales rurales segmentados entre sí y dos mercados urbanos. En esta sección también se utilizan modelos de corrección de errores para probar si los desequilibrios en la brecha salarial están afectados por la rentabilidad de la actividad agrícola.

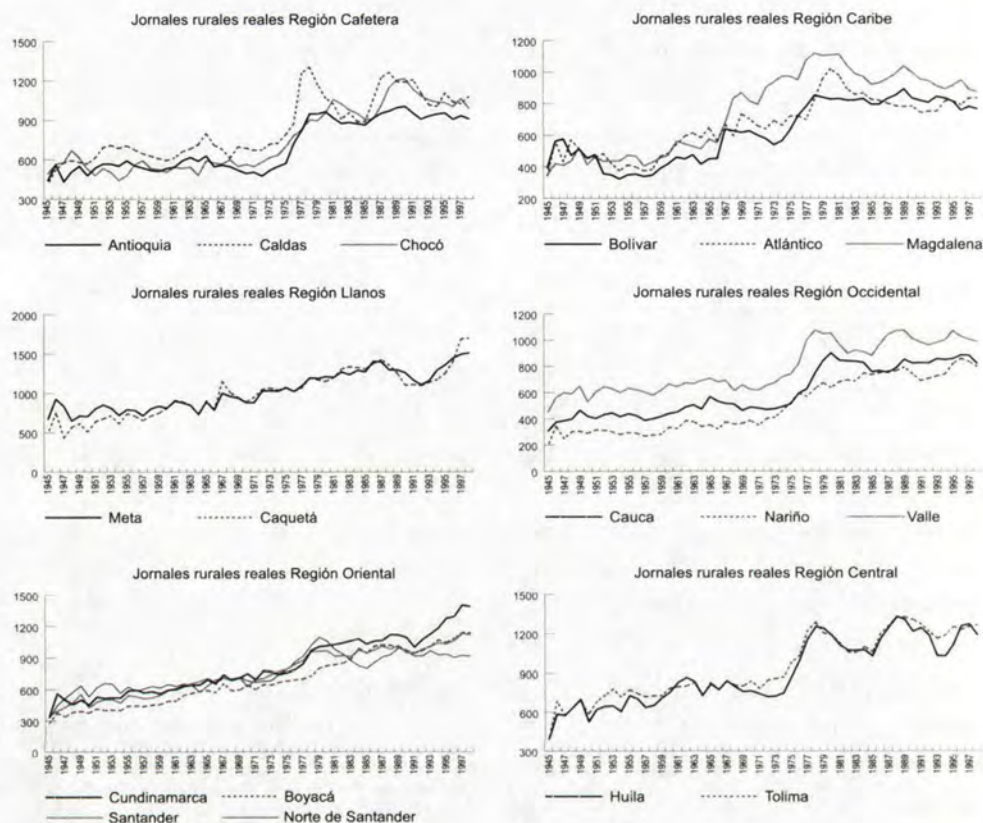
A. Análisis de cointegración

1. Análisis intuitivo

En primera instancia, se inspeccionó la evolución de las series de jornales agrícolas reales por departamentos y por regiones en el período 1945-1998 (Gráfico 8 y Anexo 1). Esta clasificación geográfica, corresponde a la vieja estructura espacial heredada del siglo XIX, la cual permitió la formación de los mercados regionales y la configuración de un mercado nacional. Además se construyó una matriz de correlación de las variaciones de los jornales rurales cada 10 años (Cuadro 6). Estos análisis sugieren que los salarios al interior de las regiones tradicionales forman mercados laborales aparentemente integrados.

Los salarios rurales en la región de los Llanos, conformada por los actuales departamentos de Meta y Caquetá, muestran una correlación media de 0.61, la zona Central o del Alto Magdalena compuesta por los departamentos de Huila y Tolima con una fuerte correlación de 0.80, así como, la región oriental conformada por Cundinamarca, Boyacá y los Santanderes con correlaciones altas y superiores al 56%. Estos jornales se han movido en forma muy similar durante casi sesenta años. En los Llanos se pagan los salarios más altos del país debido a los elevados costos de transporte y alimentación, a la baja densidad de población y seguramente, en las dos últimas décadas, a los efectos de las perturbaciones que ha causado la expansión de los cultivos ilícitos.

Gráfico 8 Jornales rurales reales por región, 1945-1998.



FUENTE: CÁLCULOS DE LOS AUTORES.

En el caso de los departamentos del oriente colombiano también se observa una mayor dispersión de los niveles de salarios después de 1976 cuando se presenta una recomposición al interior del sector agropecuario regional por la consolidación de la ganadería de doble propósito, el surgimiento del sector floricultor en Cundinamarca y la expansión de la avicultura en Santander del Sur, factores que determinaron una mayor remuneración en Cundinamarca y un rezago relativo en Santander del Norte de manera particular después de 1984.

En la Costa Caribe se encuentran correlaciones por encima de 0,5, siendo más fuerte entre Bolívar y Atlántico 0,79 que entre Magdalena y Atlántico 0,51. Cabe recordar que en este estudio el departamento de Magdalena incluye a la Guajira y

Cuadro 6 Matriz de Correlación de las Variaciones por Décadas de los Jornales Rurales, 1945-1998

	Ant.	Atl.	Bol.	Boy.	Cal.	Caq.	Cho.	Cau.	Cund.	Hui.	Mag.	Meta	Nar.	N.San.	Sant.	Tol.	Val.
Antioquia	1.00	0.32	0.31	0.33	0.75	0.11	0.85	0.89	0.61	0.83	-0.04	0.39	0.81	0.68	0.57	0.68	0.90
Atlántico		1.00	0.79	0.56	0.12	0.41	0.35	0.55	0.44	0.40	0.51	0.46	0.55	0.27	0.63	0.12	0.37
Bolívar			1.00	0.36	0.15	0.24	0.54	0.46	0.30	0.31	0.63	0.48	0.58	0.19	0.37	0.09	0.33
Boyacá				1.00	0.10	0.52	0.19	0.48	0.56	0.44	0.04	0.37	0.43	0.13	0.50	0.21	0.25
Caldas					1.00	-0.11	0.58	0.56	0.37	0.73	0.11	0.14	0.59	0.76	0.49	0.86	0.87
Caquetá						1.00	0.01	0.19	0.48	0.29	0.32	0.61	0.24	0.09	0.45	0.15	0.06
Chocó							1.00	0.75	0.42	0.64	0.15	0.48	0.82	0.49	0.34	0.49	0.75
Cauca								1.00	0.73	0.77	0.05	0.42	0.76	0.65	0.66	0.52	0.80
Cundinam.									1.00	0.57	0.10	0.60	0.60	0.53	0.49	0.51	0.55
Huila										1.00	0.08	0.32	0.72	0.73	0.79	0.80	0.87
Magdalena											1.00	0.37	0.31	0.34	0.33	0.17	0.11
Meta												1.00	0.61	0.26	0.31	0.26	0.36
Nariño													1.00	0.60	0.56	0.63	0.78
Norte Sant.														1.00	0.67	0.83	0.78
Santander															1.00	0.55	0.68
Tolima																1.00	0.80
Valle																	1.00

FUENTE. CÁLCULOS DE LOS AUTORES.

al Cesar lo cual puede estar afectando este resultado. En cuanto al ciclo de los salarios reales se aprecia que hasta 1968 las remuneraciones rurales presentaban un comportamiento similar, pero a partir de ese momento el salario del Magdalena los supera en forma persistente, posiblemente como resultado del desarrollo de las economías del banano y el carbón en esta zona. Bolívar y Atlántico muestran en conjunto una relación más estrecha durante todo el período.

Los departamentos del Valle del Cauca, Cauca y Nariño exhiben correlaciones superiores a 0,76, lo que parece indicar la existencia de un mercado laboral integrado. En el territorio del Valle del Cauca se combina la mejor tierra productiva, los mayores rendimientos por hectárea sembrada con la producción agrícola más tecnificada del país (azúcar, trilla de café, soya y algodón fibra larga). Estos elementos, junto con la cercanía al centro urbano más dinámico de esta sección del país, contribuyen a explicar niveles salariales más altos en ese departamento. De otro lado, el jornal de Nariño es el más bajo del país desde 1940 posiblemente por la elevada tasa de crecimiento de la oferta laboral y la lenta dinámica de la demanda de mano de obra para los cultivos de la zona.

Finalmente, en la tradicional zona cafetera la correlación entre Antioquia y Caldas es del 0,75 para las variaciones de los salarios reales por décadas. Se decidió incluir al actual departamento del Chocó por los viejos nexos con Antioquia (0,85 de correlación). Si bien estos vínculos se concentraron más en la actividad minera,

Medellín y su área de influencia siempre han sido el centro comercial para los productos agrícolas del Chocó y el foco de migración más importante para su población. En esta región, el salario en Caldas es el más elevado y es allí donde se registran las mayores productividades en el cultivo del café.

2. Pruebas de Johansen

Para evaluar con más rigurosidad la delimitación geográfica del mercado laboral rural, hacemos uso de una metodología multivariada de cointegración. Esta metodología es ideal para determinar si un grupo de series de tiempo comparten la misma información de largo plazo y, por ende, están integradas (Helfand y González-Rivera, 1998). Para este propósito, las series de salario son separadas en dos componentes: uno que captura la información de largo plazo y otro la de corto plazo. El primero es un elemento que permite que las innovaciones tengan efectos de larga duración sobre el salario, mientras el segundo sólo captura choques cuyo efecto se desaparece con el tiempo. Cuando los salarios de varios departamentos comparten la misma información de largo plazo (v.gr., el componente permanente es el mismo), se puede concluir que están integradas.

La metodología multivariada de cointegración de Johansen es de gran utilidad para nuestro caso, pues permite identificar simultáneamente el número de jornales que comparte la misma información de largo plazo. En contraste, las metodologías uniecuacionales, usadas con frecuencia en la literatura sobre integración laboral sólo permiten identificar relaciones entre dos regiones a la vez mediante un vector de cointegración.

La aplicación de la metodología descrita exige que se disponga de un vector de salarios, $W_t = \{W_{1t}, W_{2t}, \dots, W_{nt}\}$ correspondiente a las series de jornales rurales de n departamentos. Este vector se puede descomponer así:

$$W_{it} = a_i f_t + W_{it}^* \quad i = 1, \dots, n \text{ y } a_i \neq 0,$$

en donde f_t es el factor de integración que caracteriza el componente permanente del salario y W_{it}^* es el componente transitorio correspondiente al departamento i . La existencia de un factor único de integración para las series de jornales implica que estas deben estar cointegradas y que debe existir $n-1$ vectores de cointegración.

La implementación práctica de esta metodología requiere llevar a cabo la búsqueda del número requerido de vectores de cointegración, para lo cual adoptamos el esquema multivariado propuesto por Johansen (1988, 1991). Si W_t es un proceso VAR(p):

$$W_t = \mu + \Pi_1 W_{t-1} + \Pi_2 W_{t-2} \dots + \Pi_p W_{t-p} + \varepsilon_t \quad (4)$$

donde W_t es un vector columna de jornales de orden $(nx1)$, n es el número de departamentos, μ es un vector de constantes, cada matriz de parámetros Π es de orden nxn y ε_t es un vector de perturbaciones aleatorias idéntica e independientemente distribuidas con media nula y matriz de varianzas y covarianzas Ω .

De acuerdo con el Teorema de Representación de Granger, un sistema cointegrado puede ser expresado como un modelo vectorial de corrección de errores (VEC):

$$\Delta W_t = \mu + \Pi W_{t-1} + \Gamma_1 \Delta W_{t-1} + \Gamma_2 \Delta W_{t-2} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta W_{t-p+1} + \varepsilon_t \quad (5)$$

donde Γ_i y Π son matrices nxn . Π representa las relaciones de largo plazo de las series de jornales mientras que Γ_i captura los impactos de corto plazo del sistema. Las pruebas de cointegración se derivan de la matriz Π , la cual se puede expresar como $\Pi = \alpha\beta'$, en donde α y β son matrices nxr de rango $r \leq n$. β es la matriz de vectores de cointegración y α es la matriz de coeficientes de corrección de errores.

De acuerdo con el procedimiento de Johansen (1988), el rango de la matriz Π determina cuantas combinaciones de W_t son estacionarias, las cuales corresponden a las relaciones de cointegración entre las series de jornales. Si el rango de Π es r , los jornales están determinados por $p-r$ factores comunes. Por tanto, si $r = p-1$, las series estarían determinadas por una tendencia común de largo plazo. En el análisis que sigue, la determinación del número de vectores de cointegración se deriva de técnicas de estimación de máxima verosimilitud de la relación (5), de acuerdo con las estadísticas de traza y de máximo eigenvalor propuestos por Johansen. Cabe anotar que en la determinación del número de vectores de cointegración se han utilizado las estadísticas corregidas para muestras pequeñas (Cheung y Lai, 1993).¹⁴

Para poner en práctica el procedimiento descrito, se efectuaron las pruebas de raíz unitaria sobre los logaritmos de las 21 series de jornales deflactados por el IPC para el período 1945-1998 (17 rurales y 4 urbanos). Las pruebas sobre las

¹⁴ El Factor de corrección para muestras pequeñas es definido como $(T-n*k)/T$, donde T es el número de observaciones, n el número de variables en el sistema estimado y k el número de rezagos.

series diferenciadas demostraron que éstas eran en su mayoría no estacionarias (ver Tabla 1 del Apéndice), con lo cual concluimos que nuestras 21 series de salarios son integradas de orden uno.

Idealmente, una prueba de cointegración de las 17 series rurales nos habría revelado si existe un sólo mercado laboral en todo el país en este período. Sin embargo, al incluir a todas las series en una sola prueba, se reducen drásticamente los grados de libertad para las pruebas de hipótesis. Así, optamos por una estrategia diferente. Consideramos la posibilidad de que los departamentos que han compartido vínculos geográficos, históricos, económicos y culturales son aquellos en los cuales se deberían esperar mercados laborales integrados. Una vez comprobadas estas hipótesis, probamos si estos mercados regionales estaban cointegrados con otros. Nuestra estrategia siguió los siguientes pasos:

1. Prueba de cointegración entre jornales de departamentos que comparten vínculos geográficos, históricos, económicos y culturales.
2. Prueba de cointegración entre aquellos mercados regionales rurales detectados en el paso 1.
3. Pruebas de cointegración entre las series de salarios urbanos para determinar el tamaño geográfico de los mercados laborales urbanos.
4. Pruebas de cointegración entre aquellos mercados regionales determinados en los pasos 1 y 2 con los mercados urbanos detectados en el paso 3.

El Cuadro 7 muestra la composición de las seis regiones escogidas a priori para iniciar el primer paso. Las pruebas estadísticas encontraron cointegración en cinco de las seis regiones propuestas¹⁵. Sólo en el mercado de la región cafetera (v.gr., Antioquia y Caldas) no se encontró la relación esperada con lo cual concluimos que la región cafetera alberga dos mercados laborales rurales segmentados. Así, concluimos el paso 1 con el hallazgo de siete mercados laborales rurales conformados fundamentalmente por las grandes regiones geográficas tradicionales: Magdalena, Bolívar y Atlántico conforman la del Norte; Cundinamarca, Boyacá y los Santanderes otro que coincide con la región Centro-oriental; Valle del Cauca, Cauca, Chocó y Nariño conforman el de la región Sur-occidental; Tolima y Huila,

¹⁵ Inicialmente Chocó estaba incluido en la región cafetera junto con Antioquia y Caldas, pero las pruebas de cointegración realizadas no mostraron tendencias comunes entre estos tres departamentos, motivo por el cual se tomó la decisión de incluir a Chocó en la región sur-occidental (Valle, Cauca y Nariño).

la región Central y el mercado compuesto por Meta y Caquetá o de la región Sur-oriental. En la región cafetera tradicional, hallamos un mercado en Antioquia y otro en el Viejo Caldas.

El Cuadro 8 muestra los resultados de 21 pruebas de cointegración por pares entre los siete mercados hallados en el paso 1. Las pruebas no detectan la existencia de una tendencia estocástica común entre ninguno de los pares. Así, concluimos que los siete mercados encontrados en el paso 1 son todos independientes y segmentados los unos de los otros, determinando así la composición geográfica de los mercados laborales rurales en Colombia. Estos resultados revelan una fuerte segmentación entre los mercados laborales rurales en el período examinado (1945-1998), consistente con fronteras geográficas, económicas, históricas y culturales.

Cuadro 7 Resultados de la integración de mercados regionales rurales.

Región	Departamentos	Prueba de Johansen
Centro-orienté	Cundinamarca, Boyacá, N. Santander, Santander	Integrado
Centro-occidente	Antioquia, Caldas	No Integrado
Sur-occidente	Cauca, Valle, Chocó, Nariño	Integrado
Norte	Magdalena, Bolívar, Atlántico	Integrado
Centro	Huila, Tolima	Integrado
Sur-orienté	Meta, Caquetá	Integrado

FUENTE: APÉNDICE. TABLA 2.

Cuadro 8 Resultados de la integración de mercados rural-rural

Regiones	Pruebas de Johansen
Centro-orienté vs. Sur-occidente	No Integrado
Centro-orienté vs. Norte	No Integrado
Centro-orienté vs. Centro	No Integrado
Centro-orienté vs. Sur-orienté	No Integrado
Centro-orienté vs. Antioquia	No Integrado
Centro-orienté vs. Caldas	No Integrado
Sur-occidente vs. Norte	No Integrado
Sur-occidente vs. Centro	No Integrado
Sur-occidente vs. Sur-orienté	No Integrado
Sur-occidente vs. Antioquia	No Integrado
Sur-occidente vs. Caldas	No Integrado
Norte vs. Centro	No Integrado
Norte vs. Sur-orienté	No Integrado
Norte vs. Antioquia	No Integrado
Norte vs. Caldas	No Integrado
Centro vs. Sur-orienté	No Integrado
Centro vs. Antioquia	No Integrado
Centro vs. Caldas	No Integrado
Sur-orienté vs. Antioquia	No Integrado
Sur-orienté vs. Caldas	No Integrado

FUENTE: APÉNDICE. TABLA 3.

El Cuadro 9 muestra resultados de cointegración para las series de salarios urbanos. Encontramos dos mercados. El primero se sustenta en la tendencia estocástica común que comparten Bogotá, Cali y Medellín, las tres ciudades del interior. El segundo sólo incluye a Barranquilla, la principal ciudad de la costa atlántica colombiana. Esta agrupación confirma las profundas diferencias en la dinámica económica de la costa con el resto del país, como resultado de diferencias geográficas, económicas y culturales.

En el Cuadro 10 se presentan los resultados de las 14 pruebas de cointegración por pares entre los siete mercados laborales rurales y los dos urbanos detectados anteriormente. Las pruebas de cointegración indican que en ningún caso se detectan tendencias estocásticas comunes. Estos resultados indican que en el período analizado se detecta una fuerte segmentación entre los mercados laborales rurales y urbanos.

Hasta aquí, la evidencia hallada de segmentación entre mercados rurales y urbanos se deriva de pruebas bastante estrictas. Para obtener integración, requerimos que se encuentre una tendencia estocástica común compartida por varios departamentos y que esta tendencia sea la misma que comparten, por ejemplo, los tres mercados urbanos del interior. Es posible que una búsqueda más

Cuadro 9 Resultados de la integración en los mercados urbano-urbano

Ciudades	Pruebas de Johansen
Bogotá, Cali, Medellín, Barranquilla	No Integrado
Bogotá, Cali, Medellín	Integrado

FUENTE: APÉNDICE. TABLA 4.

Cuadro 10 Resultados de la integración entre mercados rural-urbano

Ciudades y Regiones Rurales	Pruebas de Johansen
Bogotá, Cali, Medellín, Centro-oriente	No Integrado
Bogotá, Cali, Medellín, Sur-occidente	No Integrado
Bogotá, Cali, Medellín, Norte	No Integrado
Bogotá, Cali, Medellín, Centro	No Integrado
Bogotá, Cali, Medellín, Sur-oriente	No Integrado
Bogotá, Cali, Medellín, Antioquia	No Integrado
Bogotá, Cali, Medellín, Caldas	No Integrado
Barranquilla, Centro-oriente	No Integrado
Barranquilla, Sur-occidente	No Integrado
Barranquilla, Norte	No Integrado
Barranquilla, Centro	No Integrado
Barranquilla, Sur-oriente	No Integrado
Barranquilla, Antioquia	No Integrado
Barranquilla, Caldas	No Integrado

FUENTE: APÉNDICE. TABLA 5.

limitada de tendencias comunes pueda arrojar resultados diferentes. Para probar esta posibilidad, llevamos a cabo pruebas de cointegración para todos los pares de series rurales-urbanos (Cuadro 11). Los resultados demuestran mucha más integración entre mercados que las pruebas por grupos. Bogotá, por ejemplo, aparece integrado con todas las 17 regiones rurales, mientras que Medellín y Cali comparten tendencias comunes con 10 y 11 regiones, respectivamente. Cabe anotar que cada una de estas ciudades aparece integrada con los mercados laborales de los departamentos aledaños, como es de esperarse (con la excepción de Medellín con Antioquia).

El mercado laboral de Barranquilla aparece integrado sólo con 7 departamentos, incluyendo aquellos que hacen parte de la región Atlántica. Los resultados de Barranquilla sugieren la presencia de un mercado laboral integrado a nivel urbano y rural para los departamentos de su área de influencia. La existencia de este mercado, segmentado del resto del país, puede ser explicado por las condiciones históricas particulares que influyeron sobre el desarrollo de la Costa, las diferencias en infraestructura (Meisel y Bonet, 1999), 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. Barranquilla, ciudad que

Cuadro 11 Resultados de la integración entre el mercado laboral de Bogotá, Medellín, Cali y Barranquilla con el mercado rural departamental.

Departamentos	BOGOTA	MEDELLIN	CALI	BARRANQUILLA
Antioquia	Integrado	No Integrado	Integrado	No Integrado
Caldas	Integrado	Integrado	Integrado	Integrado
Chocó	Integrado	No Integrado	Integrado	No Integrado
Meta	Integrado	No Integrado	No Integrado	No Integrado
Caquetá	Integrado	No Integrado	No Integrado	No Integrado
Cundinamarca	Integrado	Integrado	No Integrado	No Integrado
Boyacá	Integrado	Integrado	Integrado	Integrado
Santander	Integrado	No Integrado	Integrado	Integrado
Norte de Sant.	Integrado	Integrado	Integrado	Integrado
Bolívar	Integrado	Integrado	No Integrado	Integrado
Atlántico	Integrado	No Integrado	No Integrado	Integrado
Magdalena	Integrado	No Integrado	No Integrado	Integrado
Cauca	Integrado	Integrado	Integrado	No Integrado
Nariño	Integrado	Integrado	Integrado	No Integrado
Valle	Integrado	Integrado	Integrado	No Integrado
Huila	Integrado	Integrado	Integrado	No Integrado
Tolima	Integrado	Integrado	Integrado	No Integrado

Nota: Los resultados se tomaron de las pruebas de Johansen que aparecen en las tablas 6(A), 6(B), 6(C), y 6(D).

FUENTE: VER APÉNDICE. TABLA 6 PARA INFORMACIÓN MÁS DETALLADA DE LOS RESULTADOS.

concentró sus esfuerzos en el comercio con el exterior a través del puerto Sabanilla dejó de lado la formación de un vínculo más estrecho con el interior hasta los años cincuenta, cuando se inició el rezago de su crecimiento con respecto a otras zonas del país (Posada Carbo, 1998).

En resumen, hemos encontrado que los mercados laborales rurales en Colombia han estado integrados sólo dentro de regiones homogéneas con fuertes vínculos geográficos, históricos, económicos y culturales. También encontramos que las tres ciudades del interior conforman un gran mercado laboral urbano de mano de obra no calificada y que el mercado de Barranquilla presenta una tendencia distinta. La evidencia sobre integración entre los mercados laborales rurales y los urbanos arroja resultados contradictorios. Las pruebas por grupos de mercados indican que hay una fuerte segmentación mientras que las pruebas por pares de salarios urbano-rural encuentran un alto grado de integración.

Cabe anotar que los resultados reportados en esta sección mediante la utilización de la técnica de Johansen difieren sustancialmente de aquellos que se obtienen de la estimación de modelos uniecuacionales de corrección de errores. En Romero y Jaramillo (1999) se encuentran los resultados de estas pruebas de cointegración por pares de acuerdo con los cuales se detecta un mayor grado de segmentación que con la técnica de Johansen. Sin embargo, en estas pruebas los salarios urbanos tienden a presentar relaciones de corto plazo con la mayoría de los salarios rurales. Estos resultados parecen ratificar los defectos conocidos de las pruebas uniecuacionales, los cuales se manifiestan más intensamente cuando existe la posibilidad de que haya causalidad de doble sentido. A diferencia de estas pruebas, el procedimiento de máxima verosimilitud de Johansen contrasta simultáneamente el orden de integración de las variables y la presencia de relaciones de cointegración entre ellas; estima todos los vectores de cointegración sin imponer *a priori* restricciones sobre su número; no se ve afectado por la endogeneidad de las variables implicadas en la relación de cointegración y, finalmente, presenta propiedades superiores a la de otros métodos de estimación de relaciones de cointegración (Suriñach et al., 1995; Kennedy, 1998).

Convergencia

En esa parte del trabajo se evalúa la evidencia acerca de la convergencia de los salarios rurales y urbanos en Colombia. El análisis de la convergencia en los mercados laborales rurales se realiza evaluando cuatro tipos de evidencia. La primera se deriva de los parámetros de las relaciones de cointegración halladas en la sección

anterior. La segunda es la evolución de la dispersión de los salarios rurales desde 1945 (v.gr., convergencia tipo sigma). La tercera se desprende de pruebas convencionales acerca de la relación entre los niveles salariales iniciales y su tasa de crecimiento posterior (v.gr., convergencia tipo beta). La cuarta es aquella que resulta de un análisis de las tendencias de la brecha salarial entre los diferentes departamentos.

El análisis de la convergencia entre mercados laborales urbanos se realiza evaluando los parámetros de las relaciones de cointegración halladas en la sección anterior. Finalmente, para obtener alguna evidencia sobre la posibilidad de convergencia entre los mercados laborales urbanos y rurales, se analizan las tendencias de la brecha salarial entre los diferentes mercados.

A. La convergencia rural-rural

Como se explicó en la sección teórica, en el proceso de desarrollo de una economía los precios de productos y factores en distintos lugares deben tender a converger. Para el caso de los mercados laborales, esto supondría que la tasa de crecimiento de los salarios debe guardar una relación con su nivel inicial. Este hecho significa que si los valores iniciales de los salarios regionales son distintos, en la práctica deberíamos observar un crecimiento superior en la serie que inicia con un salario menor. En consecuencia, las disparidades en el nivel del pago al factor trabajo deben tender a reducirse con el paso del tiempo. Esta implicación es análoga a la hipótesis de convergencia del ingreso per cápita derivada de la teoría del crecimiento neoclásica (Barro y Sala-I-Martín, 1995; Sala-I-Martín, 1994).

1. Convergencia en mercados cointegrados

En esta primera sección, realizamos pruebas acerca de los valores de los parámetros en las relaciones de cointegración halladas en secciones anteriores. Para este propósito, es necesario obtener estimaciones de las relaciones de cointegración por pares, implícitas en la estimación simultánea de Johansen, las cuales se obtienen mediante el proceso de normalización de Phillips (1991). En particular, probamos si el valor de b en la ecuación (1) es igual a la unidad y el valor de a es igual a cero. Si ambas hipótesis se cumplen simultáneamente, las series habrán convergido. De no cumplirse, los diferentes valores de ambos parámetros nos dirán si las series están convergiendo o divergiendo¹⁶.

¹⁶ Análisis realizado con base en el Cuadro 1, tomando los promedios de cada una de las series.

Los resultados de las pruebas aparecen en el Cuadro 12 junto con los coeficientes normalizados de cada una de las relaciones de cointegración encontradas. En tres de los mercados integrados encontrados, se establece que los salarios han convergido: Norte (Magdalena, Bolívar y Atlántico), Centro (Huila y Tolima), y Sur-oriente (Meta y Caquetá). De otra parte, en la mayoría de los departamentos que conforman la región del Sur-occidente los parámetros revelan que los salarios están convergiendo, excepto en el caso de Cauca y Chocó donde las series ya han convergido. En cuanto a la región Centro-oriental los resultados sugieren que los jornales de Cundinamarca y Boyacá han convergido, los salarios de Santander tienden a aproximarse a los de Cundinamarca y Norte de Santander para la muestra completa (1945-98), los de Boyacá tienden a converger a los niveles de Santander en todo el período y a los de Cundinamarca sólo hasta 1980. Norte de Santander tiende a converger al jornal de Boyacá hasta 1984.

2. *Dispersión de salarios rurales*

Un indicador de dispersión utilizado en la literatura de integración de mercados laborales es el coeficiente de variación de los salarios, el cociente entre la desviación estándar y la media aritmética. Para tener en cuenta el tamaño relativo de los departamentos, se calculó un coeficiente de variación ponderado por el peso relativo de la población en cada una de estas secciones dentro del total nacional de la muestra en estudio¹⁷. En la literatura, la tendencia a decrecer en el largo plazo de indicadores de este tipo es conocida como convergencia tipo σ .

En el Gráfico 9 se encuentra la evolución de la dispersión ponderada de los salarios rurales para el período 1945-1998¹⁸. La dispersión de los jornales rurales no parece mostrar una clara tendencia a disminuir en el tiempo desde 1945. Se detecta un incremento inicial entre 1945 y 1954, una tendencia decreciente entre

17 El coeficiente de variación ponderado se define así:

$$CV = \frac{\sqrt{\sum_i (y_i - \bar{y})^2 P_i / P}}{\bar{y}}$$

En donde y_i representa el jornal rural nominal de cada uno de los 17 departamentos, \bar{y} es el promedio nacional ponderado de los salarios nominales y P_i/P la tasa de participación de la población en cada departamento dentro del total muestral.

18 La evolución del coeficiente de variación sin ponderar no difiere significativamente de aquél que aparece el Gráfico 9.

Cuadro 12 Convergencia en Mercados integrados

SUR-OCCIDENTE					
CAUCA	VALLE	CHOCO	NARIÑO	CONSTANTE	RESULTADO
1.00	-1.33 (0.043)			2.48 (0.283)	Convergiendo
1.00		-0.94 (0.088)		-0.19 (0.578)	Ha convergido
1.00			-0.71 (0.034)	-2.04 (0.21)	Convergiendo
	1.00	-0.70 (0.064)		-2.00 (0.425)	Convergiendo
	1.00		-0.53 (0.024)	-3.39 (0.149)	Convergiendo
		1.00	-0.75 (0.061)	-1.97 (0.375)	Convergiendo
CENTRO-ORIENTE					
CUNDINAMARCA	SANTANDER	BOYACA	N. DE SANT.	CONSTANTE	RESULTADO
1.00	-0.89 (0.041)			-0.83 (0.268)	Convergiendo
1.00		-1.13 (0.056)		0.79 (0.971)	Ha convergido
1.00			-1.82 (0.236)	5.31 (1.558)	Converge hasta 1980
	1.00	-0.79 (0.038)		-1.43 (0.251)	Convergiendo
	1.00		-1.16 (0.204)	4.00 (1.349)	Convergiendo
		1.00	-2.04 (0.33)	6.89 (2.16)	Converge hasta 1984
NORTE					
MAGDALENA	BOLIVAR	ATLANTICO		CONSTANTE	RESULTADO
1.00	-0.85 (0.154)			-1.21 (1.001)	Ha convergido
1.00		-0.98 (0.183)		-0.34 (1.20)	Ha convergido
	1.00	-1.15 (0.109)		1.02 (0.713)	Ha convergido
CENTRO					
HUILA	TOLIMA			CONSTANTE	RESULTADO
1.00	-0.99 (0.059)			0.02 (0.404)	Ha convergido
SUR-ORIENTE					
META	CAQUETA			CONSTANTE	RESULTADO
1.00	-0.91 (0.074)			-0.67 (0.510)	Ha convergido
URBANO					
BOGOTA	MEDELLIN	CALI		CONSTANTE	RESULTADO
1.00	-0.69 (0.133)			-2.00 (0.895)	Convergiendo
1.00		-0.83 (0.126)		-1.07 (0.856)	Ha convergido
	1.00	-1.19 (0.206)		1.35 (1.394)	Ha convergido

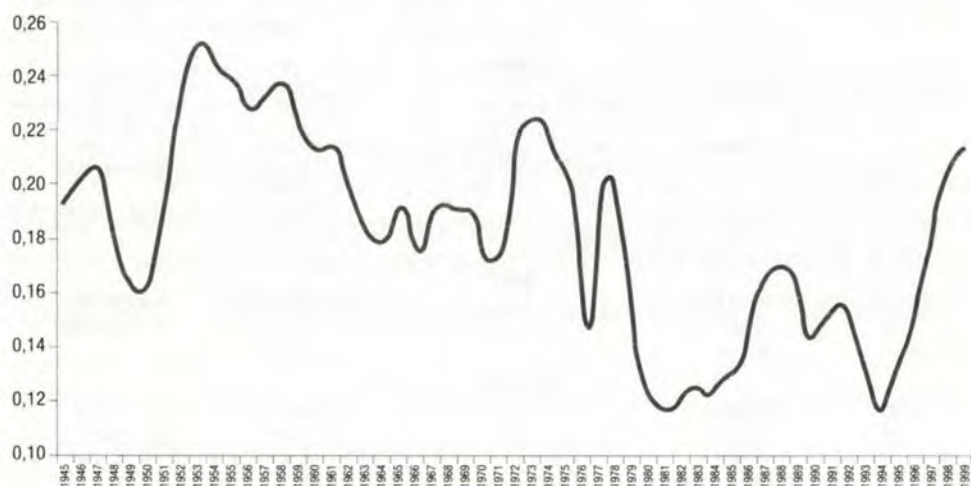
Nota: Vector de cointegración normalizado de acuerdo con la metodología de Phillips (1991). Error estándar en paréntesis.

FUENTE: CÁLCULOS DE LOS AUTORES.

1954 y 1982 (a pesar de fuertes fluctuaciones anuales), y otra fase de aumento entre 1983 y 1998. No obstante estas variaciones, la regresión del coeficiente de variación contra el tiempo revela una tasa de crecimiento anual de $-0,8\%$, estadísticamente significativa al 5% , lo cual puede interpretarse como evidencia a favor de la convergencia. Este resultado puede explicarse por la fuerte caída de la dispersión observada entre 1955 y principios de los ochenta. Nuestro hallazgo es coherente con aquel reportado por Cárdenas, Pontón y Trujillo (1993) para la dispersión del ingreso per cápita departamental entre 1950 y 1989.¹⁹

No obstante, las fuertes oscilaciones encontradas en varios subperíodos revelan que en el corto y mediano plazo pueden subsistir tendencias a una mayor dispersión, tal como lo anota Meisel (1993) para el caso de los ingresos departamentales. Por ejemplo, se observa un marcado aumento en la dispersión para los años 1993 a 1998. Esta evolución es consistente con la mayor dispersión en las tasas de crecimiento de los ingresos per cápita en el mismo período que han sido asociados

Gráfico 9 Dispersión de los jornales rurales, 1945-1998.



FUENTE: CÁLCULOS DE LOS AUTORES.

¹⁹ La evolución de la dispersión de los niveles de ingreso per cápita reportada por Cárdenas, Pontón y Trujillo (1993) para el período 1950-1989 es muy similar a la encontrada con la información de los jornales rurales, con la excepción del alto nivel de dispersión para 1950 encontrada con ingresos departamentales.

a fenómenos como la apertura, el crecimiento del gasto público, la apreciación cambiaría, la persistencia en disparidades regionales en la distribución de los ingresos fiscales y la fuerte expansión del gasto agregado (Meisel y Bonet, 1999; Rocha y Vivas, 1998; Birchenall y Murcia, 1997; Rhenal y González, 1998).

3. Convergencia tipo beta

Para evaluar de forma preliminar la hipótesis de convergencia el Cuadro 13 presenta los niveles de salario real por décadas. Los salarios de Meta, Caquetá, Huila y Tolima han estado entre los cinco primeros desde 1945. Los de Caldas, Valle, Cundinamarca y Magdalena entre los diez primeros desde 1970, mientras que Nariño y Cauca han registrado los niveles más bajos de salario agrícola dentro de los 17 departamentos que componen la muestra.

En cuanto a la dinámica de estos salarios, el jornal más bajo (Nariño) ha crecido a la mayor tasa registrada en este período (2.59% anual) (ver Cuadro 14). No obstante, este aumento ha estado seguido muy de cerca de los departamentos con altos salarios como Caquetá, Boyacá y Cundinamarca. En el análisis por décadas se observa que sólo para el subperíodo de 1970-1979 los crecimientos en los departamentos de salarios más bajos logran ubicarse dentro de los primeros lugares.

En el Gráfico 10 se consigna la relación entre el logaritmo de los salarios reales iniciales y la tasa de crecimiento para los jornales agrícolas reales entre 1945 y

Cuadro 13 Salarios agrícolas reales ordenados

POSICIÓN	1945	1960	1970	1980	1990
1	Meta 670.8	Meta 810.6	Caquetá 890.3	Meta 1210.0	Tolima 1305.4
2	Chocó 492.8	Caquetá 808.5	Meta 880.0	Tolima 1191.1	Meta 1261.9
3	Caquetá 491.8	Tolima 784.9	Tolima 840.3	Huila 1186.4	Huila 1216.2
4	Valle 452.8	Huila 753.2	Magdalena 816.3	Caquetá 1149.8	Chocó 1213.6
5	Antioquia 441.3	Valle 665.1	Huila 764.2	Magdalena 1107.6	Caldas 1189.5
6	Caldas 414.4	Norte de S. 650.3	Cundinam. 752.8	Caldas 1068.1	Caquetá 1101.8
7	Huila 393.4	Cundinam. 596.1	Atlántico 702.9	Norte de S. 1059.7	Cundinam. 1095.5
8	Tolima 393.4	Caldas 593.7	Caldas 686.6	Valle 1051.8	Valle 1011.4
9	Bolívar 393.4	Santander 593.5	Norte de S. 684.2	Atlántico 1019.9	Antioquia 1004.2
10	Magdalena 350.6	Antioquia 532.1	Boyacá 644.4	Cundinam. 1016.0	Magdalena 996.6
11	Santander 347.9	Chocó 505.3	Santander 629.8	Santander 966.9	Boyacá 974.0
12	Atlántico 344.2	Boyacá 490.0	Bolívar 626.9	Antioquia 963.1	Norte de S. 962.5
13	Cundinam. 343.6	Atlántico 485.1	Valle 625.1	Chocó 954.3	Santander 948.9
14	Norte de S. 327.9	Magdalena 473.2	Chocó 563.1	Cauca 901.3	Bolívar 834.5
15	Cauca 306.9	Cauca 440.4	Antioquia 495.5	Bolívar 827.7	Cauca 824.6
16	Boyacá 280.5	Bolívar 418.5	Cauca 489.3	Boyacá 824.8	Atlántico 784.4
17	Nariño 196.7	Nariño 334.2	Nariño 387.5	Nariño 638.1	Nariño 742.4

FUENTE: CÁLCULOS DE LOS AUTORES.

1998 y por subperíodos de cerca de diez años mediante gráficas de dispersión. Para el período completo, parece detectarse evidencia de convergencia, en gran parte por las altas tasas de crecimiento alcanzadas por Nariño y Cauca. Por subperíodos, la relación de convergencia parece fuerte sólo en los setenta, aunque también parece detectarse en los cincuenta, sesenta y ochenta. De otra parte, la relación no parece mostrar signos de convergencia o divergencia en los noventa.

La convergencia tipo β se ha probado frecuentemente en la literatura mediante la formulación simplificada de Barro:

$$(1/T) \cdot \log(y_{iT} / y_{i0}) = \alpha - [\log(y_{i0})] \left[(1 - \text{EXP}(-\beta T)) / T \right] + u_{i0,T} \quad (6)$$

donde la variable endógena es la tasa promedio de crecimiento entre el período T y t , y_{i0} es el salario inicial en la región i , y_{iT} es el salario en un período posterior, α es una constante y $u_{i0,T}$ es el término de error. La convergencia se detecta inspeccionando el signo y la significancia de β . Si el parámetro es negativo y significativo, las regiones están convergiendo. En nuestras pruebas que se describen a continuación usamos esta especificación para el caso de los salarios rurales.

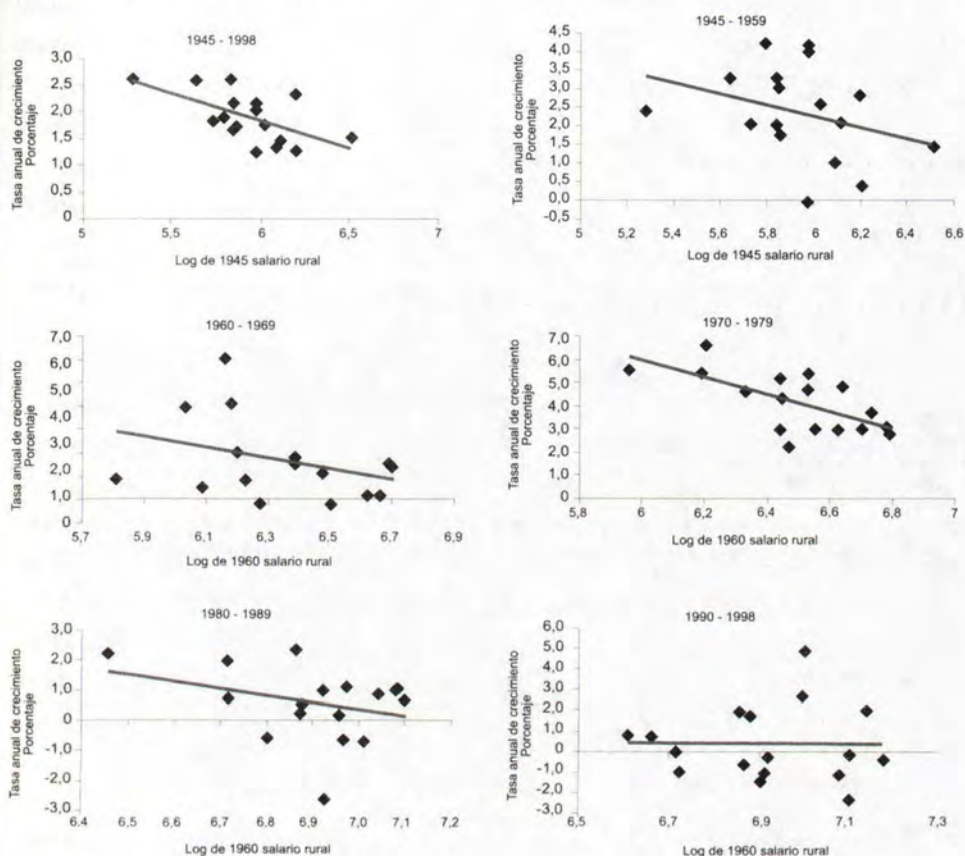
Mediante el uso de regresiones con mínimos cuadrados no lineales y el cálculo de errores estándar robustos a problemas de heterocedasticidad, se encontraron los estimadores de los coeficientes de convergencia (β). En el Cuadro 15 se encuentran

Cuadro 14 Crecimientos anuales promedio de los salarios rurales reales

POSICION	1945-1998	1945-1959	1960-1979	1970-1979	1980-1989	1990-1998
1 Nariño	2.59	Norte de S. 4.22	Magdalena 6.07	Antioquia 6.49	Chocó 2.34	Caquetá 4.80
2 Boyacá	2.59	Tolima 4.13	Atlántico 4.15	Nariño 5.54	Nariño 2.19	Cundinam. 2.65
3 Cundinam.	2.59	Huila 3.95	Bolívar 3.89	Cauca 5.43	Boyacá 1.96	Meta 2.01
4 Caquetá	2.29	Boyacá 3.28	Boyacá 2.00	Caldas 5.35	Caldas 1.10	Santander 1.84
5 Santander	2.16	Cundinam. 3.28	Santander 1.88	Valle 5.18	Tolima 1.07	Boyacá 1.73
6 Tolima	2.16	Santander 3.01	Cundinam. 1.79	Huila 4.83	Cundinam. 0.96	Nariño 0.80
7 Huila	2.05	Caquetá 2.80	Caldas 1.61	Norte de S. 4.71	Huila 0.96	Atlántico 0.71
8 Norte de S.	1.90	Caldas 2.56	Caquetá 1.57	Chocó 4.65	Caquetá 0.87	Cauca -0.01
9 Cauca	1.83	Nariño 2.41	Meta 1.47	Santander 4.25	Bolívar 0.75	Huila -0.23
10 Caldas	1.77	Valle 2.07	Norte de S. 1.04	Tolima 3.57	Meta 0.69	Valle -0.26
11 Magdalena	1.69	Cauca 2.06	Nariño 0.89	Atlántico 3.06	Santander 0.50	Tolima -0.35
12 Atlántico	1.64	Atlántico 2.01	Chocó 0.82	Magdalena 3.02	Antioquia 0.33	Norte de S. -0.55
13 Meta	1.51	Magdalena 1.75	Cauca 0.52	Meta 3.01	Valle 0.21	Bolívar -0.94
14 Valle	1.45	Meta 1.47	Tolima 0.21	Bolívar 2.93	Cauca -0.56	Caldas -1.10
15 Antioquia	1.34	Antioquia 0.98	Huila 0.07	Cundinam. 2.91	Norte de S. -0.64	Antioquia -1.10
16 Chocó	1.29	Chocó 0.41	Valle -0.10	Caquetá 2.75	Magdalena -0.64	Magdalena -1.45
17 Bolívar	1.24	Bolívar -0.06	Antioquia -0.25	Boyacá 2.19	Atlántico -2.66	Chocó -2.26

FUENTE: CÁLCULOS DE LOS AUTORES.

Gráfico 10 Convergencia Beta



FUENTE: CÁLCULOS DE LOS AUTORES.

los resultados, los cuales confirman aquellos obtenidos de la inspección visual. La hipótesis de convergencia se acepta para el período completo (1945-1998) y para los años setenta. En los cincuenta, sesenta, ochenta y noventa, el signo de β es negativo pero no es diferente de cero.²⁰

Para medir la sensibilidad de estos resultados a la exclusión de regiones especiales, el Cuadro 15 también presenta resultados de las estimaciones con dos

²⁰ Debe tenerse en cuenta que la magnitud del coeficiente β para el período 1945-98 es menor que aquellos hallados para todas las décadas con la excepción de los años noventa.

variables binarias correspondientes a grupos de departamentos (Costa Caribe y Zona Cafetera)²¹. La introducción de estas variables no afecta en forma sustancial los resultados iniciales. En las pruebas por subperíodos, las *dummies* incluidas no parecen agregar información adicional a las estimaciones iniciales.

Cuadro 15 Convergencia Beta entre salarios rurales

	1945-1998			
Beta2	-0.010**	-0.010**	-0.011**	-0.010**
DC		-0.002		-0.003
DCA			-0.005*	-0.005*
R ²	0.353	0.383	0.534	0.593
	1945-1959			
Beta2	-0.015	-0.014	-0.016	-0.015
DC		-0.005		-0.008
DCA			-0.015*	-0.016*
R ²	0.102	0.119	0.320	0.362
	1960-1969			
Beta2	-0.023	-0.023	0.000	0.000
DC		-0.011		-0.003
DCA			0.037**	0.037**
R ²	0.122	0.169		0.768
	1970-1979			
Beta2	-0.037**	-0.032**	-0.034**	-0.030**
DC		0.016*		0.014*
DCA			-0.010	-0.009
R ²	0.440	0.609	0.541	0.678
	1980-1989			
Beta2	-0.023	-0.024	-0.026	-0.026
DC		0.002		-0.001
DCA			-0.018**	-0.018**
R ²	0.100	0.104	0.426	0.428
	1990-1998			
Beta2	-0.001	0.005	-0.015	-0.011
DC		-0.017		-0.019
DCA			-0.014	-0.016
R ²	0.000	0.099	0.079	0.200
	1993-1998			
Beta2	0.072*	0.0724*	0.065	0.061
DC		-0.011		-0.013
DCA			-0.005	-0.008
R ²	0.22	0.24	0.22	0.26

Nota: **Significativo al 1%, *Significativo al 5%
 DC: *Dummy* para los departamentos de la zona cafetera
 DCA: *Dummy* para los departamentos de la costa atlántica.

FUENTE: CÁLCULOS DE LOS AUTORES.

²¹ Esto es lo que Barro llama convergencia β relativa, la cual se presenta cuando se incluyen otras variables explicativas.

El estimado de β (0,010) para el período 1945-1998 es muy similar al encontrado por Collins (1999) para los salarios agrícolas reales en la India (0,013) y al obtenido por Williamson (1995) para salarios reales en su muestra de economías del Atlántico entre 1870 y 1890 (0,012) o entre 1890 y 1913 (0,008). Sin embargo, es menor a aquel calculado por Barro y Sala-I-Martin para ingreso personal entre los estados de la unión americana desde 1900 a 1920 (0,022) y para prefecturas japonesas desde 1930 hasta 1990 (0,028).

Como lo menciona Collins (1999), coeficientes de estas magnitudes implican una tasa de convergencia hacia el estado estacionario mas bien lenta, con una vida media de entre 30 y 50 años. Esto parece consistente con nuestros hallazgos anteriores de una segmentación fuerte de los mercados rurales regionales en el período de análisis. Nuestros resultados son intermedios entre las altas tasas de convergencia del ingreso per cápita departamental (4,22% anual entre 1950 y 1989) encontradas por Cárdenas, Pontón y Trujillo (1993) y las observaciones realizadas por Meisel (1993) en el sentido de que la evidencia de convergencia es muy tenue si se excluyen los datos de la década del cincuenta.

Algunos estudios que han examinado el desempeño reciente del crecimiento de la economía colombiana han notado que a partir de 1992, las tendencias del ingreso per cápita han exhibido tendencias divergentes entre regiones. Este comportamiento peculiar ha sido vinculado a los resultados de la apertura y al impacto macroeconómico de los fuertes flujos de capitales que entraron al país en los primeros años de la década. En el Cuadro 15 también se presentan resultados de la prueba de convergencia tipo beta para los jornales rurales departamentales para el período 1993-1998. El coeficiente β obtenido es positivo y significativo para las estimaciones sin *dummies* regionales y para aquella con la *dummy* de la región cafetera. Esto parece confirmar la presencia de una fuerte tendencia divergente en este período.

4. Tendencias de las diferencias salariales

En esta sección se examina evidencia complementaria de convergencia entre los salarios rurales mediante el análisis de las tendencias de la razón salarial (véase Slaughter, 1995). Para este propósito, se expresa la relación entre los salarios de la región *a* y *b* como:

$$\left(\frac{W_b}{W_a} \right)_t = A * EXP (\beta_t T + \epsilon_t) \quad (7)$$

donde t es el tiempo, A es la razón inicial en el período 0, β es la tasa exponencial del crecimiento de la serie, T la tendencia y ϵ_{it} es el término de error. La serie converge si $\beta < 0$ y diverge si $\beta > 0$. Tomando logaritmos se encuentra la ecuación a estimar:

$$\ln \left(\frac{W_b}{W_a} \right)_t = \alpha_t + \beta_t T + \epsilon_t \quad (8)$$

En general se buscó construir las relaciones entre salarios de manera que la razón inicial fuera mayor que la unidad para que la convergencia muestre un cociente que decline hacia uno.²²

Los resultados para las razones entre salarios rurales son presentados en el Cuadro 16. Se puede observar que de 136 razones estimadas con los 17 departamentos, se encuentran 75 parejas de salarios convergiendo, 14 divergiendo y 47 que no presentan una tendencia significativa. Cabe anotar que en estos últimos casos la ausencia de una tendencia definida se debe a que los salarios han tenido un comportamiento similar a lo largo del tiempo. Estos resultados indican que en la gran mayoría de los casos las relaciones entre los jornales rurales revelan tendencias hacia la convergencia (75 casos) y sugieren que algunos mercados han alcanzado un estado estacionario convergente (47 casos).

B. La convergencia entre mercados urbanos

Los valores de los parámetros en la relación de cointegración hallada para los salarios no calificados de Bogotá, Medellín y Cali aparecen en el Cuadro 12. Los resultados indican que los salarios en Cali-Medellín y Bogotá-Cali han convergido, mientras que la relación de salarios Bogotá-Medellín se encuentra en proceso de convergencia.

C. La convergencia rural-urbana

Siguiendo la metodología expuesta arriba para probar la tendencia de las diferencias salariales, se estimó la ecuación (8) por parejas para cada salario urbano y todos los rurales usando mínimos cuadrados ordinarios. El Cuadro 17 registra los resultados.

22 En algunos casos la decisión de cual debía usarse como numerador se tomó comparando los valores promedio de las series del período 1945-1954, para evitar problemas derivados de comportamientos atípicos en los primeros años de la muestra.

Cuadro 16 Tendencias de las diferencias salariales: Inter-rural. 1945-1998

Razón de Salarios	β	R ²	Razón de Salarios	β	R ²	Razón de Salarios	β	R ²	Razón de Salarios	β	R ²
Met./Ant.	-0.001	0.03	Caq./Bol.	0.001	0.01	Ant./Sant.	-0.004 *	0.16	Bol./Mag.	-0.003 *	0.09
Met./Atl.	-0.001	0.03	Caq./Boy.	-0.005 *	0.38	Ant./Tol.	-0.001	0.01	Bol./Nar.	-0.008 *	0.44
Met./Bol.	-0.004 *	0.12	Caq./Cau.	0.000	0.00	Cal./Atl.	0.000	0.00	Bol./Boy.	-0.006 *	0.25
Met./Boy.	-0.010 *	0.75	Caq./Cun.	-0.002 *	0.10	Cal./Bol.	-0.002	0.02	Bol./Cun.	-0.003 *	0.10
Met./Cal.	-0.002	0.03	Caq./Hui.	0.002	0.05	Cal./Boy.	-0.008 *	0.47	Bol./N.San.	0.004 *	0.12
Met./Caq.	-0.005 *	0.33	Caq./Mag.	-0.002	0.04	Cal./Cau.	-0.003 *	0.15	Bol./Sant.	-0.002	0.02
Met./Cau.	-0.005 *	0.28	Caq./Nar.	-0.007 *	0.33	Cal./Cun.	-0.005 *	0.30	Mag./Atl.	-0.005 *	0.29
Met./Cho.	-0.004 *	0.15	Caq./N.San.	0.005 *	0.22	Cal./Hui.	-0.001	0.02	Mag./Boy.	-0.003	0.07
Met./Cun.	-0.007 *	0.71	Caq./Sant.	-0.001	0.01	Cal./Mag.	-0.005 *	0.14	Mag./Cun.	0.000	0.00
Met./Hui.	-0.003 *	0.10	Caq./Tol.	0.003 *	0.09	Cal./Nar.	-0.010 *	0.58	Mag./Cau.	0.002	0.03
Met./Mag.	-0.007 *	0.27	Caq./Val.	0.005 *	0.19	Cal./N.San.	0.002 *	0.10	Mag./Nar.	-0.005 *	0.14
Met./Nar.	-0.012 *	0.75	Val./Ant.	-0.001 *	0.09	Cal./Sant.	-0.004 *	0.17	Mag./N.San.	0.007 *	0.35
Met./N.San.	0.001	0.00	Val./Atl.	-0.002	0.02	Cal./Tol.	0.000	0.01	Mag./Sant.	0.002	0.03
Met./Sant.	-0.005 *	0.37	Val./Bol.	-0.004 *	0.11	Hui./Atl.	0.001	0.02	Sant./Boy.	-0.005 *	0.57
Met./Tol.	-0.002 *	0.08	Val./Boy.	-0.010 *	0.71	Hui./Bol.	-0.001	0.01	Sant./Cun.	-0.002 *	0.11
Met./Val.	0.000	0.00	Val./Cal.	-0.002 *	0.13	Hui./Boy.	-0.007 *	0.54	Sant./Atl.	0.004 *	0.19
Cho./Ant.	0.002 *	0.11	Val./Cau.	-0.005 *	0.51	Hui./Cau.	-0.002 *	0.10	Sant./Cau.	0.000	0.01
Cho./Atl.	0.002	0.04	Val./Cun.	-0.007 *	0.62	Hui./Cun.	-0.004 *	0.31	Sant./Nar.	-0.006 *	0.38
Cho./Bol.	0.000	0.00	Val./Mag.	-0.007 *	0.26	Hui./Tol.	0.001	0.02	Sant./N.San.	-0.006 *	0.54
Cho./Boy.	-0.006 *	0.27	Val./Nar.	-0.012 *	0.80	Hui./Mag.	-0.004 *	0.11	Atl./Cau.	-0.003 *	0.12
Cho./Cal.	0.002	0.05	Val./N.San.	0.000	0.01	Hui./Nar.	-0.009 *	0.60	Atl./Nar.	-0.010 *	0.58
Cho./Caq.	-0.001	0.00	Val./Sant.	-0.005 *	0.49	Hui./N.San.	0.003 *	0.24	Atl./Boy.	-0.008 *	0.52
Cho./Cau.	-0.001	0.02	Val./Hui.	-0.003 *	0.26	Hui./Sant.	-0.003 *	0.18	Atl./Cun.	-0.006 *	0.30
Cho./Cun.	-0.003 *	0.11	Val./Tol.	-0.002 *	0.20	Tol./Atl.	0.001	0.00	Atl./N.San.	0.002	0.04
Cho./Hui.	0.001	0.02	Ant./Atl.	0.000	0.00	Tol./Bol.	-0.002	0.02	Cun./Boy.	-0.003 *	0.34
Cho./Mag.	-0.003	0.04	Ant./Bol.	-0.002	0.03	Tol./Boy.	-0.008 *	0.63	Cun./Cau.	0.002 *	0.12
Cho./Nar.	-0.008 *	0.53	Ant./Boy.	-0.008 *	0.49	Tol./Cau.	-0.003 *	0.14	Cun./Nar.	-0.005 *	0.30
Cho./N.San.	0.004 *	0.17	Ant./Cal.	0.000	0.00	Tol./Cun.	-0.005 *	0.45	Cun./N.San.	-0.008 *	0.55
Cho./Sant.	-0.001	0.02	Ant./Cau.	-0.003 *	0.31	Tol./Mag.	-0.005 *	0.15	N.San./Boy.	-0.010 *	0.68
Cho./Tol.	0.002	0.04	Ant./Cun.	-0.006 *	0.34	Tol./Nar.	-0.010 *	0.66	N.San./Cau.	-0.005 *	0.38
Cho./Val.	-0.004 *	0.23	Ant./Hui.	-0.001	0.03	Tol./N.San.	0.003 *	0.25	N.San./Nar.	-0.012 *	0.68
Caq./Ant.	0.003 *	0.07	Ant./Mag.	-0.005 *	0.12	Tol./Sant.	-0.003 *	0.25	Cau./Boy.	-0.005 *	0.37
Caq./Cal.	0.003	0.06	Ant./Nar.	-0.010 *	0.72	Bolivar/Atl.	0.002	0.07	Cau./Nar.	-0.007 *	0.54
Caq./Atl.	0.003 *	0.11	Ant./N.San.	0.002	0.05	Bol./Cau.	-0.001	0.01	Boy./Nar.	-0.002	0.05

Nota: *: Significativo al 5%.

FUENTE: CÁLCULOS DE LOS AUTORES.

Para Cali el coeficiente β fue significativamente negativo en 14 de los 17 casos. En efecto, el rango de la tasa varía entre -0,4% y -1,4%. Tomando como ejemplo la mayor tasa (Cali/Nariño), se encontró que la relación de salarios converge a un ritmo anual del 1,4% desde 1945. Las tasas con Huila (0,5%), Tolima (0,4%) y Cauca (0,7%) representan el área de influencia más importante de este centro urbano.

En cuanto a Bogotá, la tasa de convergencia es significativa para 11 de los 17 departamentos, y oscila entre -0,1% y -1,2%. Las mayores tasas se presentaron con respecto a Nariño (1,2%), Boyacá (1,1%), Cundinamarca (0,8%) y Magdalena (0,8%). Es interesante ver como 2 de los 4 departamentos con mayores tasas de convergencia (Cundinamarca y Boyacá), se encuentran ubicados en la misma región

Cuadro 17 Tendencias de las diferencias salariales: urbano-rural. 1945-1998.

Razón de Salarios	β	R ²	Razón de Salarios	β	R ²
Bogotá / Antioquia	-0,002	0,03	Medellín / Antioquia (a)	-0,004 *	0,19
Bogotá / Atlántico	-0,002	0,04	Medellín / Atlántico	0,004 *	0,14
Bogotá / Bolívar	-0,004 *	0,11	Medellín / Bolívar (a)	-0,002	0,02
Bogotá / Boyacá	-0,011 *	0,73	Medellín / Boyacá	-0,004 *	0,22
Bogotá / Caldas	-0,002	0,04	Medellín / Caldas (a)	-0,004 *	0,12
Bogotá / Caquetá	-0,005 *	0,22	Medellín / Caquetá (a)	-0,001	0,01
Bogotá / Cauca	-0,005 *	0,28	Medellín / Cauca	0,001	0,01
Bogotá / Choco	-0,005	0,15	Medellín / Chocó (a)	-0,002	0,02
Bogotá / Cundinamarca	-0,008 *	0,53	Medellín / Cundinamarca	-0,001	0,03
Bogotá / Huila	-0,003 *	0,11	Medellín / Huila (a)	-0,003 *	0,12
Bogotá / Magdalena	-0,008 *	0,27	Medellín / Magdalena	-0,001	0,01
Bogotá / Meta	-0,001 *	0,01	Medellín / Meta	0,006 *	0,24
Bogotá / Nariño	-0,012 *	0,65	Medellín / Nariño	-0,006 *	0,27
Bogotá / Norte de S.	0,000	0,00	Medellín / Norte de S.	0,006 *	0,26
Bogotá / Santander	-0,006 *	0,41	Medellín / Santander	0,000	0,00
Bogotá / Tolima	-0,003 *	0,10	Medellín / Tolima (a)	-0,004 *	0,13
Bogotá / Valle	-0,001	0,01	Medellín / Valle (a)	-0,006 *	0,31

Razón de Salarios	β	R ²	Razón de Salarios	β	R ²
Cali / Antioquia	-0,004 *	0,14	Barranquilla / Antioquia	-0,005 *	0,15
Cali / Atlántico	-0,004 *	0,08	Barranquilla / Atlántico	-0,005 *	0,44
Cali / Bolívar	-0,006 *	0,18	Barranquilla / Bolívar	-0,007 *	0,37
Cali / Boyacá	-0,012 *	0,63	Barranquilla / Boyacá	-0,014 *	0,75
Cali / Caldas	-0,004 *	0,09	Barranquilla / Caldas	-0,005 *	0,16
Cali / Caquetá	-0,007 *	0,25	Barranquilla / Caquetá	-0,008 *	0,49
Cali / Cauca	-0,007 *	0,37	Barranquilla / Cauca	-0,008 *	0,45
Cali / Choco	-0,006 *	0,29	Barranquilla / Choco	-0,007 *	0,26
Cali / Cundinamarca	-0,009 *	0,56	Barranquilla / Cundinam.	-0,011 *	0,64
Cali / Huila	-0,005 *	0,16	Barranquilla / Huila	-0,006 *	0,26
Cali / Magdalena	-0,009 *	0,22	Barranquilla / Magdalena	-0,010 *	0,55
Cali / Meta	-0,002	0,07	Barranquilla / Meta	-0,004 *	0,15
Cali / Nariño	-0,014 *	0,64	Barranquilla / Nariño	-0,015 *	0,69
Cali / Norte de S.	-0,002	0,02	Barranquilla / Norte de S.	-0,003 *	0,08
Cali / Santander	-0,008 *	0,31	Barranquilla / Santander	-0,009 *	0,56
Cali / Tolima	-0,004 *	0,14	Barranquilla / Tolima	-0,006 *	0,22
Cali / Valle	-0,002	0,05	Barranquilla / Valle	-0,004 *	0,11

Nota: * Significativo al 5%.

(a): Medellín es el denominador.

FUENTE: CÁLCULOS DE LOS AUTORES.

geográfica que Santafé de Bogotá. No se detecta tendencia significativa en los jornales de Antioquia, Atlántico, Caldas, Chocó, Norte de Santander y Valle.

Para Barranquilla, se encuentran tendencias significativas en la razón salarial con todos los departamentos, de lo cual se desprende que las diferencias entre los salarios de este centro urbano y los jornales agrícolas han tendido a reducirse con el tiempo. Las tasas de convergencia más altas se obtuvieron con Boyacá (1,4%), Cundinamarca (1,1%), Magdalena (1%), Nariño (1,5%) y Santander (0,9%).

La razón entre el salario de Medellín y los jornales rurales sólo revela convergencia con 7 de los 17 departamentos, entre los que tenemos Antioquia (0,4%), Valle (0,6%), Caldas (0,4%) y Nariño (0,6%). También se encuentra tendencia significativa positiva en tres departamentos (Atlántico, Meta y Norte de Santander), que revelan tendencias divergentes. Para los departamentos restantes no se aprecia una tendencia significativa. Los resultados en esta ciudad reflejan el mayor crecimiento de su salario real (2,27% anual) en comparación con los de las demás ciudades y los de la mayoría de las regiones rurales. Este comportamiento puede estar asociado con el hecho de que el salario de la construcción de Medellín registró niveles significativamente inferiores a los de los demás centros urbanos durante las décadas del cuarenta y cincuenta, seguramente por la abundancia relativa de mano de obra femenina e infantil más barata. Sin embargo, este salario alcanza niveles comparables en las décadas del ochenta y noventa.

Así las cosas, se podría pensar que existe evidencia de convergencia en el mercado laboral de la mano de obra no calificada en Colombia para el período 1945-1998 expresada a través de un mayor crecimiento del jornal rural en comparación con el salario urbano. La única excepción es el caso de Medellín en donde su salario ha crecido a tasas similares o superiores a las de la mayoría de los jornales rurales. No obstante, los resultados encontrados en esta sección deben ser interpretados con cuidado pues una tendencia decreciente en la razón salarial rural-urbana no siempre implica mayor integración vía convergencia²³.

Conclusiones

En este estudio se ha realizado un análisis de varias características importantes del mercado de mano de obra no calificada en Colombia para el período 1945 hasta

23 Es factible que dos mercados que no están relacionados por flujos comerciales ni de factores, exhiban tendencias autónomas que arrojen una disminución de dicha razón. Para esto sólo es necesario que las tasas de crecimiento de los salarios sean sustancialmente diferentes.

1998. En particular, se quería conocer si la evolución de los salarios muestra un comportamiento característico de mercados laborales integrados y de niveles salariales que tienden a converger. Para contestar estas dos preguntas, se utilizaron fuentes primarias y se reconstruyeron por primera vez serie de salarios de obreros de la construcción por ciudades para antes de 1960. Los datos de salarios fueron sometidos a pruebas de cointegración para determinar la existencia de tendencias comunes y a varios análisis estadísticos complementarios para detectar convergencia.

La inspección de las series de salarios rurales en Colombia muestra que éstas se han movido muy estrechamente con el ciclo de la producción agropecuaria y, en particular, de la producción cafetera durante este siglo. La brecha salarial rural-urbana también ha presentado importantes oscilaciones desde 1940, destacándose su fuerte disminución a mediados de los setenta como resultado de la bonanza cafetera. El diferencial continúa presentando fluctuaciones en los setenta y ochenta con disparidades sustanciales para cada ciudad. En las últimas dos décadas, la brecha promedio ha sido alta (20%) para Cali y Medellín y muy baja (entre 0 y 5%) para Bogotá y Barranquilla.

Mediante la utilización de técnicas recientes de cointegración, efectuamos un ejercicio para delimitar geográficamente los mercados laborales rurales en Colombia. Este análisis muestra que los mercados laborales rurales en Colombia han estado integrados sólo dentro de regiones homogéneas con fuertes vínculos geográficos, económicos, históricos y culturales. También encontramos que las tres ciudades del interior conforman un gran mercado laboral urbano de mano de obra no calificada y que el mercado de Barranquilla presenta una tendencia distinta. La evidencia sobre integración entre los mercados laborales rurales y los urbanos arrojan resultados contradictorios. Las pruebas por grupos de mercados indican que hay una fuerte segmentación mientras que las pruebas por pares encuentran una alto grado de integración.

La dispersión de los jornales rurales ha venido cayendo a una tasa de 0.8% anual desde 1945, consistente con la hipótesis de convergencia. Sin embargo, esta reducción ha estado concentrada en el período entre 1955 y principios de los ochenta. De otro lado, se observa un marcado aumento en la dispersión para los años 1993 a 1998.

Los jornales rurales han venido convergiendo desde 1945 a un ritmo anual de 1,0%. Sin embargo, esta tasa aumenta al 2,3% entre 1960 y 1969 y llega incluso al 3,7% durante los años 1970-1979. La relación entre el salario inicial y su crecimiento se debilita a partir de 1981, llegando a revelar una fuerte divergencia entre 1993 y 1998.

Las pruebas basadas en el análisis de las tendencias entre las razones salariales indican que, en la gran mayoría de los casos las relaciones entre los jornales rurales revelan tendencias hacia la convergencia (75 casos) y sugieren que algunos mercados han alcanzado un estado estacionario convergente (47 casos).

Los resultados de las tendencias de las relaciones entre parejas de salarios urbanos y jornales agrícolas sugieren que existe evidencia de convergencia en el mercado laboral en Colombia para el período 1945-1998. Esta se expresa a través de un mayor crecimiento del jornal rural en comparación con el salario urbano. La única excepción es el caso de Medellín en donde los salarios han crecido a tasas similares o superiores a las de la mayoría de los jornales rurales.

Los resultados obtenidos en este estudio permiten alcanzar algunas conclusiones generales acerca de la integración de los mercados laborales en Colombia. En cuanto a la integración rural-rural, nuestras pruebas sugieren que los mercados laborales no parecen exhibir una tendencia común única, consistente con la presencia de una segmentación importante en los mercados rurales de trabajo. Sin embargo, nuestros resultados provenientes del análisis de cointegración como de pruebas estadísticas alternativas, también señalan una fuerte tendencia a la convergencia entre salarios rurales. Esto podría interpretarse como evidencia a favor de que el mercado laboral colombiano se ha venido integrando paulatinamente, aunque los salarios aún no demuestran haber alcanzado un equilibrio estable de largo plazo. Otra interpretación a estos resultados puede ser que los diferenciales entre salarios han ido disminuyendo pero la transmisión de señales en los precios es pobre.

En cuanto a la integración rural-urbana nuestros resultados sugieren que hay fuertes síntomas de convergencia. Sin embargo la evidencia sobre integración depende de la metodología adoptada. Hacia adelante, es importante determinar cuál debe ser la metodología más apropiada para llegar a conclusiones más firmes sobre este aspecto.

Bibliografía

BARRO, R. y SALA-I-MARTÍN, X., *Economic Growth*, Mc Graw Hill, United States, 1995.

BERRY, A. y URRUTIA, M., *La Distribución del Ingreso en Colombia*, La Carreta, Bogotá, 1975.

BIRCHENALL, J. y MURCIA, Guillermo, "Convergencia Regional: Una revisión del caso colombiano", *Desarrollo y Sociedad*, No 40, Septiembre de 1997.

BONET, J. "La Agricultura del Caribe Colombiano, 1990 -1998", *Documentos de trabajo sobre Economía Regional*, No. 12, Diciembre de 1999.

BOYER, G. y HATTON, T., "Migration and Labor Market Integration in Late Nineteenth Century England and Wales", *Economic History Review*, L, 4, 1997.

CÁRDENAS, M, PONTÓN, A. y TRUJILLO J.P, "Convergencia, Crecimiento y Migraciones Inter-departamentales: Colombia 1950 - 1989", *Coyuntura Económica*, Vol. 23, No 1, 1993, p. 111-138.

CHEUNG, Y.W., LAI, K.S. "Finite-Sample Sizes of Johansen's Likelihood Ratio Test for Cointegration", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 55, No 3, August, 1993.

COLLINS, W.J, "Labor Mobility, Market Integration and Wage Convergence in Late 19th Century India", *Explorations in Economic History*, Vol. 36, 1999, p. 246-277.

FONSECA, L. A., "La Caficultura en Colombia, Nuevo Diagnóstico y Nuevo Escenario", *Coyuntura Colombiana*, Vol 15, No 2, 1998.

GIRALDO F., "Cuarenta Años de Edificación en Colombia", Separata Camacol, Bogotá, septiembre de 1997.

GIRALDO, F y LÓPEZ F., "Los Ciclos de la Edificación en Colombia 1950-1990", Revista Camacol, VOL 13, N 3, Bogotá, septiembre de 1990.

HATTON, T. y WILLIAMSON, J, "What Explains Wage Gaps Between Farm and City?", *Economic Development And Cultural Change*, Vol 40, 1992.

HELFAND y González-Rivera, "Rice Market Integration in Brasil, *Anual Western Economic Association International Conference*, Nevada, junio 19-julio 5 de 1998.

HENDRY, D, PAGAN, A, SARGAN, J, "Dynamic specification", *Handbook of Econometrics*, Vol II, 1984.

JARAMILLO, C.F, *Liberalization, Crisis and Change in Colombian Agriculture*. Westview Press, Boulder, 1998.

JARAMILLO, C.F. y NUPIA, O., "The Effects of Trade Liberalization Reforms of Marketing Integration: the case of Colombia", mimeo, marzo de 1999. (en publicación).

JARAMILLO, C.F. y NUPIA, O., Salarios Rurales, Agricultura e Integración: Una Evaluación de Cambios Recientes en el Mercado Laboral Rural, *Documentos CEDE*, julio de 1998.

JOHANSEN, S, "Statistical Analysis of Cointegration vectors", en Engle y Granger, C.W.J. editors, *Long-run economic relationships: Readings in cointegration*, Oxford University Press, 1991.

JUNGUITO, R. y Pizano, D, *Producción de café en Colombia*. Fondo Cultural Cafetero y Fedesarrollo, Bogotá, 1991.

KALMANOVITZ, S, *El Desarrollo de la Agricultura en Colombia*, Carlos Valencia Editores, Bogotá, 1982.

KALMANOVITZ, S, LÓPEZ, E, y ROMERO, C.A, "La Producción Agropecuaria

Colombiana 1915-1950", *Borradores de Economía*, Banco de la República, N 116, febrero de 1999.

KIM, S, "Economic Integration and Convergence: U.S. Regions, 1840-1987", *The Journal of Economic History*, No 3, Vol 58, 1998.

KRUGMAN, P y OBSTFELD, M, *Economía Internacional*, Mc Graw Hill, Interamericana de España, 1997.

LEAMER, E, "The Heckscher-Ohlin Model in Theory and Practice", *Princeton Studies in International Finance*, No 77, february, 1995.

LONDOÑO, J.L, *Distribución del Ingreso y Desarrollo Económico*, Tercer Mundo Editores, Bogotá, 1995.

MEISEL, A, y BONET, J., "La Convergencia Regional en Colombia: Una visión de largo plazo, 1926-1995", *Documentos de Trabajo sobre Economía regional*, No 8, Banco de la República, Cartagena, Febrero de 1999.

MINISTERIO DE AGRICULTURA, *Transformaciones en la Estructura Agraria*, Tercer Mundo, Bogotá, 1994.

MISIÓN DE ESTUDIOS DEL SECTOR AGROPECUARIO, *El Desarrollo Agropecuario en Colombia*, Editorial Presencia, Bogotá, 1990.

MISIÓN RURAL, *Del Proteccionismo a la Apertura*, Tercer Mundo, Bogotá, 1998.

NUPIA, O, "Integración Espacial en los Mercados Laborales: Evidencia para las Regiones Colombianas", *Desarrollo y Sociedad*, N 40, Septiembre de 1997.

OCAMPO, J.A. y PERRY, G, *El Giro de la Política Agropecuaria*, Tercer Mundo Editores, Bogotá, 1995.

PHILLIPS, P:C:B, "Optimal Inference in Cointegrated Systems". *Econometrica*, 59, 283-306, 1991.

POSADA CARBÓ, E, "El Caribe Colombiano una Historia Regional, 1870-1950", Banco de la República, El Áncora Editores, Bogotá, 1998.

RHENAL, R. y GONZÁLEZ, A.M, "Crecimiento y Convergencia Regional en Colombia", CIDE, Medellín, agosto de 1998.

ROCHA, R. y VIVAS, A, "Crecimiento Regional en Colombia: ¿persiste la desigualdad?", *Revista de Economía del Rosario*, Vol 1, N 1, Enero de 1998.

ROMERO, C. A y JARAMILLO, C.A, "La Integración de los Mercados Laborales en Colombia: Pruebas Uniecuacionales". *Mimeo*, Banco de la República, Diciembre 1999.

SALA-I-MARTÍN, X, *Apuntes de Crecimiento Económico*, Antoni Bosch Editores, Barcelona, 1994.

SLAUGHTER, M, "The Antebellum Transportation Revolution and Factor-Price Convergence", *NBER Working Paper Series*, No 5303, October, 1995.

SLAUGHTER, M, "The capital Income Convergence and the role of International Trade", *Economic Development and International Trade*, Vol 87, N 2, may, 1997.

SURIÑACH, J, ARTÍS, M, LÓPEZ, E y SANSÓ, A, *Análisis Económico Regional, Nociones Básicas de la Teoría de la Cointegración*, Antoni Bosch Editor, Barcelona, 1995.

TODARO, M, *Economía para un Mundo en Desarrollo*, Fondo de Cultura Económica, México, 1977,

TODARO, M, *El Desarrollo Económico del Tercer Mundo*, Alianza Editores, España, 1985

TODARO, M, y HARRIS, J.R., "Migration, Unemployment and Development: A two-sector Analysis", *The American Economic Review*, Vol LX, N1.

URRUTIA, M, "Twenty-Five Years of Economic Growth and Social Progress, 1960-1985", *Long-Term Trends in Latin American Economic Development*, Miguel Urrutia(Editor), Inter-American Development Bank, Washington, 1993.

WILLIAMSON, J. G. "The Evolution of Global Labor Markets since 1830: Background Evidence and Hypotheses", *Explorations in Economic History*, Vol. 32, 1995, p. 141-196.

Apéndice

Tabla 1 Pruebas de raíz unitaria ADF – Salarios urbanos y jornales rurales

Logaritmo	Componente	Rezagos	Prueba	Diferencia	Componente	Rezagos	Prueba
Barranquilla	ninguno	0	-0,21	Barranquilla	ninguno	0	-10,46
Cali	ninguno	1	-0,64	Cali	ninguno	0	-12,80
Medellín	c,t	3	-3,17	Medellín	c,t	0	-8,61
Bogotá	ninguno	0	-0,30	Bogotá	ninguno	0	-7,04
Magdalena	ninguno	0	-0,86	Magdalena	ninguno	0	-7,37
Bolívar	c,t	0	-2,93	Bolívar	c,t	0	-8,08
Caldas	c,t	1	-3,64	Caldas	c,t	0	-6,29
Atlántico	ninguno	1	-0,94	Atlántico	ninguno	0	-11,00
Antioquia	ninguno	0	-0,71	Antioquia	ninguno	0	-7,91
Cundinamarca	c,t	6	-3,22	Cundinamarca	c,t	2	-7,99
Boyacá	ninguno	0	-1,04	Boyacá	ninguno	2	-5,04
Santander	c,t	0	-4,54	Santander			
Norte	c,t	1	-3,17	Norte	c,t	2	-4,12
Meta	c,t	0	-4,49	Meta			
Huila	c,t	0	-3,28	Huila	c,t	0	-7,40
Tolima	c,t	2	-3,41	Tolima	c,t	1	-5,42
Cauca	ninguno	0	-1,47	Cauca	ninguno	0	-6,96
Valle	ninguno	0	-0,56	Valle	ninguno	0	-8,24
Chocó	ninguno	1	-0,54	Chocó	ninguno	0	-6,23
Nariño	c,t	0	-4,00	Nariño	c,t	0	-11,68
Caquetá	c,t	0	-5,11	Caquetá			

Nota:

Los primeros cuatro resultados corresponden a las pruebas sobre los logaritmos de las series de salarios urbanos.

Las pruebas aplicadas sobre los logaritmos de los jornales de Santander, Meta y Caquetá son estacionarias y por tanto no fue necesario aplicar la prueba sobre la primera diferencia de los logaritmos.

Pruebas efectuadas bajo el test de Dickey-Fuller Aumentado.

FUENTE: CÁLCULOS DE LOS AUTORES.

Tabla 2 Pruebas de cointegración de Johansen

Región	Max eig.	Traza	Ho	Valor Crítico L-max	Valor Crítico Traza
Centro-Oriente	33,53	70,83	0	18,03	49,91
	20,97	37,30	1	14,09	31,88
	11,40	15,15	2	10,29	17,79
	4,93	4,93	3	7,50	7,50
Centro-Occidente	8,79	11,42	0	10,29	17,79
	2,62	2,62	1	7,50	7,50
	30,70	65,36	0	18,03	49,42
Sur-Occidente	18,27	34,66	1	14,09	31,88
	10,68	16,39	2	10,29	17,79
	5,71	5,71	3	7,50	7,50
	14,09	31,05	0	14,09	31,88
Norte	10,84	16,96	1	10,29	17,79
	6,13	6,13	2	7,50	7,50
	13,59	17,97	0	10,29	17,79
Centro	4,38	4,38	1	7,50	7,50
	21,19	24,67	0	10,29	17,79
Sur-Oriente	3,48	3,48	1	7,50	7,50

Nota: Pruebas con una constante en el espacio de cointegración. Las estadísticas incluyen corrección para muestras pequeñas.

FUENTE: CÁLCULOS DE LOS AUTORES.

Tabla 3 Pruebas de cointegración de Johansen. Regiones rural-rural.

Región	Max eig.	Traza	Ho	Valor Crítico	Valor Crítico
				L-max	Traza
Centro-oriente Vs. Sur-occidente	43,81	168,54	0	33,02	159,74
	40,18	124,73	1	29,54	126,71
	26,30	84,56	2	25,52	97,17
	20,03	58,25	3	21,74	71,66
Centro-oriente Vs. Norte	41,84	133,39	0	29,54	126,71
	30,33	91,56	1	25,51	97,17
	26,63	61,22	2	21,74	71,66
	17,14	34,59	3	18,03	49,91
Centro-oriente Vs. Centro	31,06	95,60	0	25,51	97,17
	19,49	64,55	1	21,74	71,66
	38,10	114,08	0	25,51	97
Centro-oriente Vs. Sur-oriente	32,58	75,98	1	21,74	17
	19,96	43,40	2	18,03	71,66
	11,96	23,44	3	14,09	49,92
	23,03	61,57	0	21,74	71,66
Centro-oriente Vs. Antioquia	19,11	38,54	1	18,03	49,91
	13,66	19,43	2	14,09	31,88
	31,27	60,11	0	21,74	71,66
Centro-oriente Vs. Caldas	19,10	28,83	1	18,03	49,91
	3,95	9,74	2	14,09	31,88
	38,06	125,83	0	29,54	126,71
Sur-occidente Vs. Norte	28,55	87,77	1	25,51	97,17
	24,55	59,23	2	21,74	71,66
	16,39	34,67	3	18,03	49,92
	50,24	129,23	0	25,51	97,17
Sur-occidente Vs. Centro	29,75	78,99	1	21,74	71,66
	24,94	49,23	2	18,03	49,92
	12,92	24,28	3	14,09	31,88
	34,89	109,39	0	25,51	97,17
Sur-occidente Vs. Sur-oriente	25,08	74,50	1	21,74	71,66
	18,41	49,43	2	18,03	49,92
	15,56	31,02	3	14,09	31,88
	8,89	15,45	4	10,29	17,79
	31,58	77,58	0	21,74	71,66
Sur-occidente Vs. Antioquia	24,25	46,26	1	18,03	49,92
	13,33	22,01	2	14,09	31,88
	37,24	81,67	0	21,74	71,66
Sur-occidente Vs. Caldas	20,80	44,42	1	18,03	49,92
	11,08	23,62	2	14,09	31,88
	31,78	68,27	0	21,74	71,66
Norte Vs. Centro	18,75	36,50	1	18,03	49,92
	7,83	17,75	2	14,09	31,88
	29,38	74,04	0	21,74	71,66
Norte Vs. Sur-oriente	18,09	44,67	1	18,03	49,92
	12,72	26,58	2	14,09	31,88
	27,29	48,96	0	18,03	49,91
Norte Vs. Antioquia	11,54	21,67	1	14,09	31,88
	19,05	43,14	0	18,03	49,92
Norte Vs. Caldas	12,13	24,10	1	14,09	31,88
	33,16	55,84	0	18,03	49,91
Centro Vs. Sur-oriente	13,28	22,66	1	14,09	31,88
	13,48	29,19	0	14,09	31,88
Centro Vs. Caldas	9,26	19,20	0	14,09	31,88
Sur-Oriente Vs. Antioquia	28,82	41,43	0	14,09	31,88
	8,87	12,62	1	10,29	17,79
Sur-oriente Vs. Caldas	17,31	27,88	0	14,09	31,88
	7,44	10,57	1	10,29	17,79

Nota: Pruebas con una constante en el espacio de cointegración. Las estadísticas incluyen corrección para muestras pequeñas.

FUENTE: CÁLCULOS DE LOS AUTORES.

Tabla 4 Pruebas de cointegración de Johansen. Urbano-Urbano.

Ciudades	Max eig.	Traza	Ho	Valor Crítico	Valor Crítico
				L-max	Traza
Bogotá, Cali, Medellín,	41.63	61.76	0	18.03	49.91
Barranquilla	13.76	20.13	1	14.09	31.88
Bogotá, Cali, Medellín	15.46	28.56	0	14.09	31.88
	10.41	13.10	1	10.29	17.79
	2.68	2.68	2	7.50	7.50

Nota: Pruebas con una constante en el espacio de cointegración. Las estadísticas incluyen corrección para muestras pequeñas.

FUENTE: CÁLCULOS DE LOS AUTORES.

Tabla 5 Pruebas de cointegración de Johansen rural-urbano.

Ciudades y Áreas Rurales	Max eig.	Traza	Ho	Valor Crítico	Valor Crítico
				L-max	Traza
	40.00	130.58	0	29.54	126.71
Bogotá, Cali, Medellín, Centro-oriente	35.18	90.58	1	25.51	97.17
	25.63	55.40	2	21.74	71.66
	14.25	29.77	3	18.03	49.91
	53.07	137.52	0	29.54	126.71
Bogotá, Cali, Medellín, Sur-occidente	34.63	84.45	1	25.51	97.17
	19.26	49.82	2	21.74	71.66
	48.73	113.49	0	25.51	97.17
Bogotá, Cali, Medellín, Norte	26.92	64.75	1	21.74	71.66
	14.22	37.83	2	18.03	49.91
Bogotá, Cali, Medellín, Centro	32.70	67.87	0	21.74	71.66
	16.29	35.17	1	18.03	49.91
Bogotá, Cali, Medellín, Sur-oriente	36.39	71.08	0	21.74	71.66
	14.47	34.69	1	18.03	49.91
Bogotá, Cali, Medellín, Antioquia	39.30	57.43	0	18.03	49.91
	12.49	18.13	1	14.09	31.88
Bogotá, Cali, Medellín, Caldas	20.58	41.02	0	18.03	49.91
	12.90	20.44	1	14.09	31.88
	32.20	83.09	0	21.74	71.66
Barranquilla, Centro-oriente	26.72	50.90	1	18.03	49.91
	13.54	24.18	2	14.09	31.88
	37.12	87.41	0	21.74	71.66
Barranquilla, Sur-occidente	22.04	50.29	1	18.03	49.91
	15.91	28.25	2	14.09	31.88
	8.74	12.34	3	10.29	17.79
	20.01	46.19	0	18.03	49.91
Barranquilla, Norte	13.05	26.18	1	14.09	31.88
	8.40	13.12	2	10.29	17.79
Barranquilla, Centro	17.27	25.56	0	14.09	31.88
	4.56	8.28	1	10.29	17.79
Barranquilla, Sur-oriente	23.04	32.32	0	14.09	31.88
	5.54	9.28	1	10.29	17.79
Barranquilla, Antioquia	4.28	6.84	0	10.29	17.79
Barranquilla, Caldas	8.52	10.44	0	10.29	17.79

FUENTE: CÁLCULOS DE LOS AUTORES.

Tabla 6(A) Pruebas de Johansen Bogotá - salario rural

	Número de Rezagos en el VAR	L-max	Traza	Ho	ValorCrítico L-max	Valor crítico Traza
Antioquia	3	15.11	19.11	0	10.29	17.79
		4.00	4.00	1	7.5	7.5
Caldas ¹	2	23.00	28.39	0	10.29	17.79
		5.39	3.08	1	7.5	7.5
Chocó	1	30.92	32.61	0	10.29	17.79
		1.69	1.69	1	7.5	7.5
Meta	2	34.05	37.36	0	10.29	17.79
		3.31	3.31	1	7.5	7.5
Caquetá	2	20.13	25.73	0	10.29	17.79
		5.60	5.60	1	7.5	7.5
Cundinamarca*	1	17.80	24.95	0	10.29	17.79
		7.15	7.15	1	7.5	7.5
Boyacá	1	30.24	36.93	0	10.29	17.79
		6.69	6.69	1	7.5	7.5
Santander*	1	12.80	18.90	0	10.29	17.79
		6.10	6.10	1	7.5	7.5
Norte de Santander	1	19.61	25.38	0	10.29	17.79
		5.78	5.78	1	7.5	7.5
Bolívar ²	1	12.12	14.74	0	10.29	17.79
		2.61	2.61	1	7.5	7.5
Atlántico	2	15.33	16.80	0	10.29	17.79
		1.45	1.45	1	7.5	7.5
Magdalena	2	19.41	22.25	0	10.29	17.79
		2.84	2.84	1	7.5	7.5
Cauca	1	27.04	30.70	0	10.29	17.79
		3.66	3.66	1	7.5	7.5
Nariño	2	23.20	30.17	0	10.29	17.79
		6.96	6.96	1	7.5	7.5
Valle	1	21.00	24.75	0	10.29	17.79
		3.75	3.75	1	7.5	7.5
Huila	1	17.98	23.16	0	10.29	17.79
		5.18	5.18	1	7.5	7.5
Tolima	3	19.04	25.82	0	10.29	17.79
		6.78	6.78	1	7.5	7.5

1. *Dummy* en el año 1977

2. *Dummy* en el año 1967

* Muestra desde 1952 a 1998

Tabla 6 (B) Pruebas de Johansen Medellín - salario rural

	Número de Rezagos en el VAR	L-max	Traza	Ho	ValorCrítico L-max	Valor crítico Traza
Antioquia	4	5.62	8.01	0	10.29	17.79
		2.39	2.39	1	7.5	7.5
Caldas ¹	1	11.20	16.98	0	10.29	17.79
		5.78	5.78	1	7.5	7.5
Chocó	1	9.66	12.61	0	10.29	17.79
		2.95	2.95	1	7.5	7.5
Meta	3	6.26	9.09	0	10.29	17.79
		2.84	2.84	1	7.5	7.5
Caquetá	2	10.28	15.14	0	10.29	17.79
		4.86	4.86	1	7.5	7.5
Cundinamarca	3	11.59	16.41	0	10.29	17.79
		4.82	4.82	1	7.5	7.5
Boyacá	2	25.65	31.18	0	10.29	17.79
		5.52	5.52	1	7.5	7.5
Santander	4	11.57	16.85	0	10.29	17.79
		5.28	5.28	1	7.5	7.5
Norte de Santander	1	16.66	21.70	0	10.29	17.79
		5.04	5.04	1	7.5	7.5
Bolívar	5	10.54	11.96	0	10.29	17.79
		1.42	1.42	1	7.5	7.5
Atlántico	1	7.24	13.35	0	10.29	17.79
		6.10	6.10	1	7.5	7.5
Magdalena*	2	7.36	10.06	0	10.29	17.79
		2.71	2.71	1	7.5	7.5
Cauca ²	1	20.43	23.09	0	10.29	17.79
		2.65	2.65	1	7.5	7.5
Nariño	2	10.49	13.38	0	10.29	17.79
		2.89	2.89	1	7.5	7.5
Valle ³	1	17.02	21.64	0	10.29	17.79
		4.62	4.62	1	7.5	7.5
Huila*	1	11.90	14.94	0	10.29	17.79
		3.04	3.04	1	7.5	7.5
Tolima	2	10.98	18.27	0	10.29	17.79
		7.29	7.29	1	7.5	7.5

1. *Dummy* en el año 1977

2. *Dummy* en el año 1963

3. *Dummy* en el año 1950

* Muestra desde 1952 a 1998

FUENTE: CÁLCULOS DE LOS AUTORES.

Tabla 6 (C) Pruebas de Johansen Cali - salario rural

	Número de Rezagos en el VAR	L-max	Traza	Ho	ValorCrítico L-max	Valor crítico Traza
Antioquia	3	33.10	35.36	0	10.29	17.79
		2.26	2.26	1	7.5	7.5
Caldas ¹	2	19.94	22.04	0	10.29	17.79
		2.10	2.10	1	7.5	7.5
Chocó	3	16.98	18.45	0	10.29	17.79
		1.48	1.48	1	7.5	7.5
Meta	2	9.81	11.17	0	10.29	17.79
		1.35	1.35	1	7.5	7.5
Caquetá	2	6.96	9.92	0	10.29	17.79
		2.95	2.95	1	7.5	7.5
Cundinamarca*	1	8.89	15.04	0	10.29	17.79
		6.14	6.14	1	7.5	7.5
Boyacá*	2	17.36	21.06	0	10.29	17.79
		3.71	3.71	1	7.5	7.5
Santander	2	15.34	22.51	0	10.29	17.79
		7.17	7.17	1	7.5	7.5
Norte de Santander	2	18.62	21.66	0	10.29	17.79
		3.03	3.03	1	7.5	7.5
Bolívar ²	1	7.84	10.98	0	10.29	17.79
		3.13	3.13	1	7.5	7.5
Atlántico	2	4.86	7.10	0	10.29	17.79
		2.24	2.24	1	7.5	7.5
Magdalena	2	6.32	10.58	0	10.29	17.79
		4.26	4.26	1	7.5	7.5
Cauca	2	18.49	22.88	0	10.29	17.79
		4.38	4.38	1	7.5	7.5
Nariño	2	16.69	21.94	0	10.29	17.79
		5.23	5.23	1	7.5	7.5
Valle	2	18.30	21.06	0	10.29	17.79
		2.77	2.77	1	7.5	7.5
Huila	2	15.97	18.08	0	10.29	17.79
		2.11	2.11	1	7.5	7.5
Tolima	3	19.79	22.60	0	10.29	17.79
		2.83	2.83	1	7.5	7.5

1. *Dummy* en el año 1977

2. *Dummy* en el año 1967

* Muestra desde 1952 a 1998

FUENTE: CÁLCULOS DE LOS AUTORES.

Tabla 6(D) Pruebas de Johansen Barranquilla - salario rural

	Número de Rezagos en el VAR	L-max	Traza	Ho	ValorCrítico L-max	Valor crítico Traza
Antioquia	3	4.28 2.56	6.84 2.56	0 1	10.29 7.5	17.79 7.5
Caldas ¹	1	10.32 5.09	15.42 5.09	0 1	10.29 7.5	17.79 7.5
Chocó	1	7.36 2.79	10.14 2.79	0 1	10.29 7.5	17.79 7.5
Meta	1	6.95 3.50	10.45 3.50	0 1	10.29 7.5	17.79 7.5
Caquetá	3	8.85 4.84	13.70 4.84	0 1	10.29 7.5	17.79 7.5
Cundinamarca	2	9.56 4.14	13.69 4.14	0 1	10.29 7.5	17.79 7.5
Boyacá	2	24.82 4.93	29.75 4.93	0 1	10.29 7.5	17.79 7.5
Santander	4	11.24 6.19	17.43 6.19	0 1	10.29 7.5	17.79 7.5
Norte de Santander	2	13.00 2.87	15.87 2.87	0 1	10.29 7.5	17.79 7.5
Bolívar ^{2*}	1	11.27 1.94	13.21 1.94	0 1	10.29 7.5	17.79 7.5
Atlántico	2	15.30 2.25	17.55 2.25	0 1	10.29 7.5	17.79 7.5
Magdalena	1	10.44 5.58	16.01 5.58	0 1	10.29 7.5	17.79 7.5
Cauca	1	7.00 6.37	13.37 6.37	0 1	10.29 7.5	17.79 7.5
Nariño	2	7.47 3.80	11.27 3.80	0 1	10.29 7.5	17.79 7.5
Valle	1	6.68 5.11	11.81 5.11	0 1	10.29 7.5	17.79 7.5
Huila	2	9.63 2.71	12.33 2.71	0 1	10.29 7.5	17.79 7.5
Tolima	2	5.93 4.87	10.79 4.87	0 1	10.29 7.5	17.79 7.5

1. *Dummy* en el año 1977

2. *Dummy* en el año 1967

* Muestra de 1952 a 1998

FUENTE: CÁLCULOS DE LOS AUTORES

¿Qué determina la productividad agrícola departamental en Colombia?

LUIS ARMANDO GALVIS APONTE*

Introducción

EN EL ESTUDIO de los diferenciales en productividad agrícola en Colombia cobran importancia aquellas variables que han sido empleadas en la literatura sobre crecimiento económico, especialmente las que hacen referencia a la geografía física.

La productividad agrícola es uno de los principales canales a través de los cuales actúa la geografía sobre el crecimiento y el desarrollo económico de un país.¹ En adición a ésta se han planteado otras dos vías sobre las cuales la geografía física tiene una influencia directa en el desarrollo, como son la salud y los desastres naturales.²

En este trabajo se realiza un análisis de la producción y la productividad agrícola departamental de Colombia y su relación con la geografía física. Se muestra cómo aquellos departamentos y regiones del país que presentan desventajas relativas en la dotación de factores y en las condiciones físicas de su geografía, presentan niveles de productividad agrícola bajos con relación a los demás.

Marco teórico

En la literatura sobre crecimiento económico se ha venido enfatizando en el rol que desempeña la geografía de un país o región como determinante de su

* Economista del departamento de Estudios Económicos del Banco de la República, Cartagena. El autor agradece los comentarios de Adolfo Meisel y de Andrés Rangel a una versión preliminar de este documento.

1 John Gallup, Jeffrey Sachs, and Andrew Mellinger, "Geography and Economic Development", *Annual World Bank Conference on Development Economics*, Washington, 1998.

2 Banco Interamericano de Desarrollo, *Desarrollo: Más allá de la economía. Informe de progreso económico y social de América Latina*, Washington, 2000.

crecimiento y desarrollo económico. Los trabajos pioneros de Jeffrey Sachs en este sentido plantean una relación a través de dos vías principales: una directa sobre la productividad económica a través de los efectos sobre los costos de transporte, la productividad agrícola, la densidad de población, la dotación de recursos y las condiciones de salud. La segunda vía actúa de forma indirecta a través de la incidencia de la geografía sobre las decisiones de política. En este punto se hace referencia a que las políticas reflejan (o están influenciadas por) la distribución espacial de la población, la morfología del territorio y la ubicación geográfica del país o región en cuestión.³

En el análisis de Sachs también se ponen de manifiesto dos aspectos que tienen grandes efectos sobre la estructura económica y su desempeño: el clima y la dotación natural de recursos.

Sachs plantea que el clima afecta la productividad agrícola a través de la *duración del período de crecimiento de los cultivos*⁴, de la temperatura, la precipitación y la erosión del suelo.⁵

Las diferencias en la dotación de recursos, a su vez, pueden resultar en diferentes orientaciones de la actividad económica y en diferentes niveles de crecimiento del PIB. En el sentido que lo plantea el modelo de Heckser-Ohlin, las regiones o países con diferente dotación de factores pueden generar más producto especializándose en la producción de aquellos bienes en los cuales tienen una abundancia relativa de sus insumos.⁶

Existe, sin embargo, una serie de planteamientos que enfocan la relación entre recursos naturales y crecimiento como dos variables cuyo comportamiento guarda una relación negativa. Ricardo Hausman y Michael Gavin, en un reciente trabajo sobre geografía y desarrollo, plantean que la disponibilidad de tierra arable, per cápita, está asociada al desarrollo económico de forma negativa. Estos autores también plantean una relación en el mismo sentido entre el crecimiento económico

3 Véase: John Gallup, Jeffrey Sachs, and Andrew Mellinger, *Op.Cit.*, 1998; Jeffrey Sachs, "Geography and Economic Transition", mimeo, HIID, November, 1997.

4 Traducción del término que se utiliza en las ciencias del suelo y los recursos naturales para definir el período del año en el cual es factible la producción agrícola, desde el punto de vista de las condiciones de humedad y de las condiciones de temperatura. Al respecto véase Fisher, G., et.al., "A Provisional World Climatic Resource Inventory Based on the Length-Of-Growing-Period Concept", Paper presented at the NASREC conference, Netherlands, November, 1995.

5 Véase Jeffrey Sachs, 1997, *Op.Cit.* p.13.

6 Véase Ronald H. Schmidt, "Natural Resources and Regional Growth", *Economic Review*, Federal Reserve Bank of San Francisco, o(4), Fall, 1989.

frente a la participación de las exportaciones primarias, las de productos metálicos y los minerales en el PIB.⁷

En los últimos años esta relación había sido planteada por Sachs y Warner, quienes empleando una muestra de países para el período 1970-1989, concluyen que la abundancia de recursos naturales está asociada negativamente con el crecimiento económico.⁸

En este punto hay que aclarar que la relación se está planteando en términos de la participación que tienen en el PIB las exportaciones basadas en los recursos naturales, frente al nivel de crecimiento económico, con lo cual el resultado encontrado está dando muestras de que es la dependencia de los recursos naturales la que es no favorable para el crecimiento económico global y no la dotación como tal.

Para Ronald Schmidt, la literatura económica ha aportado evidencia ambigua en términos de la relación entre dotación de recursos naturales y desempeño económico. En particular en su trabajo encuentra que la relación entre dichas variables es positiva, realizando una comparación entre diferentes economías durante el período 1964-1986.⁹

Ahora bien, ¿es de esperarse una relación negativa entre la dotación de recursos naturales y el PIB agrícola o su crecimiento? Hay quienes dicen que no: John Gallup, empleando un panel de 101 países en un período de 23 años, encuentra que variables como la temperatura, la disponibilidad de agua en términos de la precipitación anual y de las fuentes de agua como los ríos y lagos, así como la fertilidad del suelo, explican en gran proporción los índices de productividad agrícola de dichos países.¹⁰

También Jeffrey Sachs en su reconocido trabajo sobre geografía y desarrollo económico relaciona, además de factores climáticos asociados al trópico, la disponibilidad per cápita de hidrocarburos como un elemento que influye positivamente sobre el crecimiento y el PIB en una amplia muestra de países.¹¹

En Colombia se han hecho algunos planteamientos en torno al papel de la geografía en el desarrollo económico. Por ejemplo, Ernesto Guhl en 1975 señalaba

7 Michael Gavin and Ricardo Hausmann, "Nature, Development and Distribution in Latin America. Evidence on the Role of Geography, Climate, and Natural Resources", *Office of the Chief Economist Working Paper*, No. 378, Inter-American Development Bank, August, 1998.

8 Jeffrey Sachs and Andrew Warner, "Natural Resource Abundance and Economic Growth", *NBER Working Paper*, No. 5398, December, 1995.

9 Ronald H. Schmidt, *Op.Cit.*, 1989.

10 John L. Gallup, "Agriculture Productivity and Geography", mimeo, HIID, January, 1998.

11 John Gallup, Jeffrey Sachs, and Andrew Mellinger, *Op.Cit.*, 1998.

que el cultivo de café, cuyo desempeño ha sido decisivo históricamente para el desarrollo económico del país, se lleva a cabo en zonas climáticas que se caracterizan por tener una temperatura que varía entre los 17,5°C y los 24°C, esto es, aproximadamente a un altura entre los 1.000 y 1.800 metros sobre el nivel del mar y que de acuerdo con la variedad de café utilizada, para su cultivo se requiere de una humedad bastante alta, así como alta nubosidad, condensación y precipitación.

No es casualidad, según lo plantea Ernesto Guhl, que precisamente entre el rango de 1.000 a 1.200 metros sobre el nivel del mar se encuentran condiciones favorables para este tipo de cultivos y que el cinturón que forman estos territorios es precisamente el área económicamente más desarrollada del país y que concentra la mayor parte de la población rural de Colombia.¹²

Fabio Sánchez y Jairo Núñez emplearon una muestra de 897 municipios para evaluar la incidencia de las variables geográficas en el nivel y el crecimiento del PIB per cápita de los municipios colombianos, durante el período 1973-1995. De acuerdo con sus resultados, el desarrollo económico de los municipios colombianos está afectado negativamente por los niveles de precipitación y positivamente por la calidad del suelo y la disponibilidad de fuentes de agua.¹³

Definición de variables

La calidad de la tierra es un factor que representa una condición específica de la geografía física. La Organización de las Naciones Unidas para la Agricultura y la Alimentación, FAO, define la calidad de la tierra como *un atributo complejo del suelo, el cual afecta su aptitud para usos específicos en distintas formas*.¹⁴ Ese atributo o estado de la tierra se refiere adicionalmente a las características del suelo y del agua que la hacen idónea para los propósitos de producción agrícola y pecuaria.¹⁵

12 Ernesto Guhl, *Colombia: Bosquejo de su geografía tropical*, Instituto Colombiano de Cultura, Bogotá, 1975.

13 Fabio Sánchez y Jairo Núñez, "La geografía y el desarrollo económico en Colombia. Una aproximación municipal", *Desarrollo y sociedad*, No. 46, Bogotá, 2000. En el trabajo de Galvis y Meisel (2001), se argumentó que Sánchez y Núñez no tienen en cuenta que la agricultura no es importante para los municipios de mayor tamaño, en los cuales pesa más la industria y los servicios en la estructura económica, y en los cuales no parece haber un efecto directo de las variables geográficas sobre su desempeño económico.

14 FAO, "Guidelines for Land-Use Planning", *FAO Development Series*, No 1, Rome, 1993.

15 Christian Pieri, et.al., "Land Quality Indicators", *World Bank Discussion Papers*, No.315, 1995, p.16.

Así pues, en general existirá una serie de calidades de tierra, definidas por la profundidad del suelo, la densidad de la capa vegetal, la cantidad de materia orgánica presente, la humedad del suelo, los procesos erosivos, entre otros.¹⁶

La calidad de las tierras según la FAO, se refiere a una condición de “salud” de la tierra y específicamente a su capacidad para el manejo sostenible de la agricultura y el medio ambiente. En conclusión, se plantea adicionalmente que *la calidad de la tierra debe ser evaluada con respecto a sus usos específicos*.¹⁷

Para efectos de este trabajo nos interesa analizar esa calidad en términos de la fertilidad del suelo, o de la capacidad de éste para germinar gran cantidad de tipos de cultivo, con relativamente poca inversión en términos del tiempo de crecimiento de las plantas y en términos de los requerimientos de fertilizantes. En este sentido, y para simplificar el manejo de estas variables, se asocia la calidad del suelo a la aptitud de uso de éste, siguiendo además la recomendación adoptada por la FAO.¹⁸

De esta manera se espera que aquellas zonas o regiones que cuenten con suelos poco fértiles o con limitada aptitud de uso, tendrán índices de productividad agrícola menores en relación a las demás zonas.

Otro elemento que afecta la productividad agrícola son las condiciones climáticas, puesto que para los cultivos, además de suelos “saludables”, se requieren condiciones favorables en el clima, como pueden ser moderados niveles de precipitación y de evapotranspiración (evaporación de la superficie del suelo y transpiración de las plantas), suficientes horas de brillo solar y condiciones propicias en la temperatura ambiente.

Si bien es cierto que todos estos factores tienen una influencia individual importante, es posible captar el efecto combinado de gran parte ellos mediante el balance hídrico que se evalúa a través de las condiciones de humedad. A este respecto, Solomou y Weike (1999) plantean que un práctico y sencillo índice del clima (el mejor, según Rodda, et.al., 1976)¹⁹ es el índice de humedad del suelo.²⁰

16 FAO, *Land Quality Indicators and Their Use in Sustainable Agriculture and Rural Development*, Rome, 1997.

17 Christian Pieri, et.al., *Op.Cit.*, 1995.

18 *Ibid.*

19 J.C., Rodda, R.A. Downing, and F.M. Law, *Systematic Hydrology*, Butterworths, London, 1976.

20 Solomos Solomou and Weike Wu, “Weather Effects on European Agricultural Output, 1850-1913” *European Review of Economic History*, 3(3), December, 1999.

Por lo anterior se decidió trabajar con el índice que calcula el IGAC para evaluar las condiciones de humedad. A este índice se le denomina el Factor de Humedad del suelo y tiene la característica de que combina los efectos de la precipitación y la evapotranspiración, de tal manera que cuando la magnitud de la evapotranspiración excede a la precipitación, sobreviene un aumento en los niveles de sequedad del suelo, o lo que es lo mismo, se reduce el índice de humedad.

Nótese que este aumento en los niveles de evapotranspiración puede ser ocasionado por altos niveles de temperatura, con lo cual el efecto de esta última variable también se refleja en los índices de humedad.

Así, pues, se confirma que efectivamente la humedad del suelo es un buen indicador de las condiciones climáticas, puesto que es una medida global de varios de los factores que modifican o determinan el clima.

Ahora bien, cuantificar el efecto del clima sobre la producción agrícola no es una tarea fácil, si se considera que para niveles extremos de clima se tienen efectos adversos (contrarios) sobre la producción y la productividad agrícola. Esto es, si se presentan altas temperaturas y con ellas, bajos niveles de humedad del suelo, la producción agrícola se verá afectada negativamente, lo mismo que cuando existen temperaturas muy bajas y suelos excesivamente pantanosos. Es por esa razón que se ha planteado que el efecto esperado del clima sobre el producto agrícola tiene una funcionalidad no lineal, específicamente cuando se emplean los índices de humedad como *proxy* del clima.²¹

A. Variables económicas

La información empleada para el análisis se construyó a nivel departamental, seleccionando y agregando los municipios que se pueden catalogar como rurales. Esto nos permite evitar el sesgo que se introduciría al contemplar los municipios con alto grado de urbanización y con relativamente baja dependencia económica del producto agrícola.

Sobre este punto vale la pena anotar que en un reciente trabajo de Galvis y Meisel se demostró que para los grandes conglomerados urbanos en Colombia, las variables de la geografía física no son importantes como determinantes del PIB per cápita ni de su crecimiento durante el período 1973-1998. La justificación de esta posición está basada en el análisis de la estructura económica del país, en la cual el sector agrícola cada vez tiene un tamaño más reducido y en la que el sector industrial,

²¹ *Ibid.* P.352.

financiero y los servicios del gobierno tienen el mayor peso en las grandes ciudades (aquellas con una población de más de 100.000 habitantes en 1998).²²

Para la selección de los municipios rurales se tomaron aquellos que en 1997 tenían menos de 40.000 habitantes en la cabecera municipal. Ello incluye una estimación más alta de la población que el DANE clasifica como rural, pues éste sólo incluye la población que vive fuera de las cabeceras municipales. Sin embargo, consideramos que no necesariamente la población que vive en cabecera es urbana, máxime en aquellas cabeceras pequeñas y de baja densidad poblacional, cuya actividad económica se sustenta primordialmente en la producción agrícola y pecuaria.²³

Es importante aclarar que los denominados “nuevos departamentos” no se incluyeron en la muestra ya que para un número apreciable de sus municipios no están disponibles muchas de las variables geográficas utilizadas. Además, la agregación de los municipios existentes no alcanzaba los niveles de representatividad deseados.

A partir de la estimación de la población rural, se calculó el PIB agrícola per cápita rural, tomando las cifras del PIB agrícola departamental, para el cual sólo se dispone de cifras al año 1997. La distribución espacial de los índices de productividad agrícola muestra que los departamentos ubicados sobre las cordilleras, con gran disponibilidad de tierras agrícolas y condiciones favorables para los cultivos, tienen altos índices de productividad. Sobresalen las cifras de los departamentos del Quindío y parte del Caquetá (véase Mapa 1)²⁴.

B. Variables geográficas

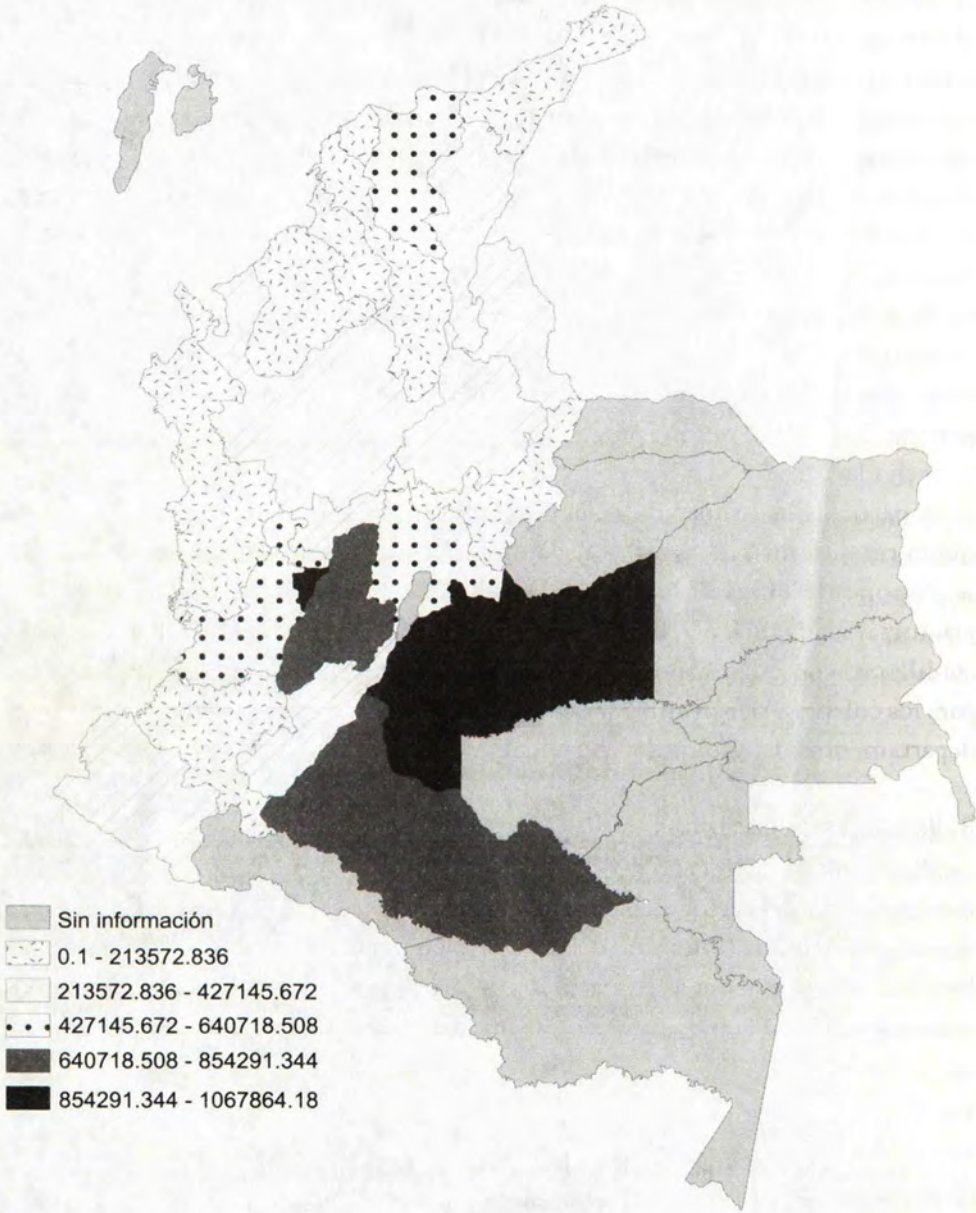
Para el análisis agregado del clima de los departamentos y regiones se calcularon índices a partir del Factor de Humedad de Thornthwaite, FHT, tomados del archivo digital del Atlas de Colombia del Instituto Geográfico Agustín Codazzi, IGAC. Este índice está elaborado en términos del balance hídrico del suelo que tiene en cuenta además de la precipitación, los índices de evapotranspiración y la aridez.

22 Luis A. Galvis y Adolfo Meisel, “El crecimiento económico de las ciudades colombianas y sus determinantes, 1973-1998”, *Coyuntura económica*, Marzo, 2001.

23 Vale decir que de acuerdo con las proyecciones de población del DANE el número de habitantes que vivía en las áreas rurales en 1997 era de 11,9 millones y de acuerdo con nuestros cálculos la población rural en 1997 era de 15,6 millones de habitantes.

24 Los mapas fueron generados con el software ArcView GIS, V. 3.2, a partir de la información cartográfica del DANE.

Mapa 1 Distribución espacial de los índices de productividad agrícola departamental, 1997 (pesos de 1994).



FUENTE: ELABORACIÓN Y CÁLCULOS DEL AUTOR CON BASE EN IGAC Y DANE.

De acuerdo con el IGAC este índice “*ha tenido múltiples aplicaciones en todo el mundo y tiene gran aceptación, especialmente porque incluye el concepto de evapotranspiración, asociado tanto a la disponibilidad de agua por precipitación, como a la retención de humedad por el suelo y las plantas*”.²⁵

Para hacer más consistentes los resultados, los promedios se ponderaron por la disponibilidad y uso de tierras para fines agrícolas en cada municipio, según los resultados de la Encuesta Nacional Agropecuaria realizada por el DANE, en 1997. En este punto se sigue la metodología utilizada por John Gallup quien, para obtener un índice promedio del rendimiento de los cultivos, ajusta o pondera ese promedio por un índice de intensidad del cultivo, para así obtener el índice de la calidad del suelo sobre la tierra cultivada y no sobre la extensión total de tierras.²⁶

Este ejercicio tiene gran validez para los cálculos realizados en este trabajo, en razón de que un municipio puede tener excelentes condiciones climáticas y de calidad de suelos, pero si este municipio está localizado en alguna zona marginal y sus tierras no están destinadas al uso agrícola, la calidad de los suelos o su clima no tendrán importancia para su desempeño agropecuario.

La calidad del suelo, definida en términos de su aptitud de uso, se obtuvo a partir de la digitalización de los mapas de suelos y zonas agroecológicas del IGAC, realizada por el Departamento Nacional de Planeación, DNP. A partir de estas cifras se obtuvieron indicadores agregados para el nivel departamental, empleando los promedios de las tierras per cápita ponderados por la intensidad de uso con fines agrícolas. Este índice de calidad del suelo se mide en una escala de 0 a 100.

Se emplean índices de disponibilidad de tierra con índices de aptitud en relación a la población rural para reflejar el hecho de que existen municipios y departamentos en donde hay altos niveles de calidad del suelo y vastas extensiones de bosques vírgenes y tierras de gran fertilidad, pero lo que realmente importa es la jerarquía que tienen esos departamentos en términos de las tierras por habitante “atendido”.²⁷

El índice de tierras homogéneas per cápita se calculó mediante la agregación de las tierras disponibles para uso agropecuario, ajustadas por el tamaño de la población rural de cada departamento. De esta manera, municipios o departamentos que poseen grandes extensiones de tierra, pero que no son explotadas econó-

25 IGAC, “Zonificación climática según Thornthwaite”, *Atlas de Colombia*, Bogotá, 1997.

26 Véase al respecto John Gallup, *Op.Cit.*, 1998. p.5.

27 Véase FAO, *Op.Cit.*, 1997.

micamente, tendrán un bajo índice de tierras homogéneas. Así mismo, departamentos como Risaralda y el Quindío, que no posee gran superficie en el contexto de los departamentos de Colombia, aparecen con un indicador sobresaliente de tierras homogéneas per cápita.

Otra variable que da una medida de la productividad agrícola es lo que se denomina la densidad del PIB, calculada como la relación del PIB por unidad de área. Con esta variable se puede evaluar la productividad agrícola controlando por la extensión del departamento analizado, y más específicamente por la extensión de los terrenos dedicados al uso agrícola.

Nótese que la densidad del PIB agrícola resulta de multiplicar el PIB per cápita por la densidad de población, con lo cual el PIB por hectárea, además de mostrar la distribución espacial de la generación del producto, da una muestra de la interacción de estas dos últimas variables.

La clasificación de los departamentos según la densidad del PIB se presenta en el Mapa 2. En este mapa se puede observar que nuevamente es el área localizada sobre las cordilleras la que presenta altos niveles de densidad de PIB. De los departamentos de la Costa Caribe sólo se destaca medianamente el departamento del Magdalena, que también en el Mapa 2 aparecía con una productividad agrícola per cápita por encima de la media nacional.

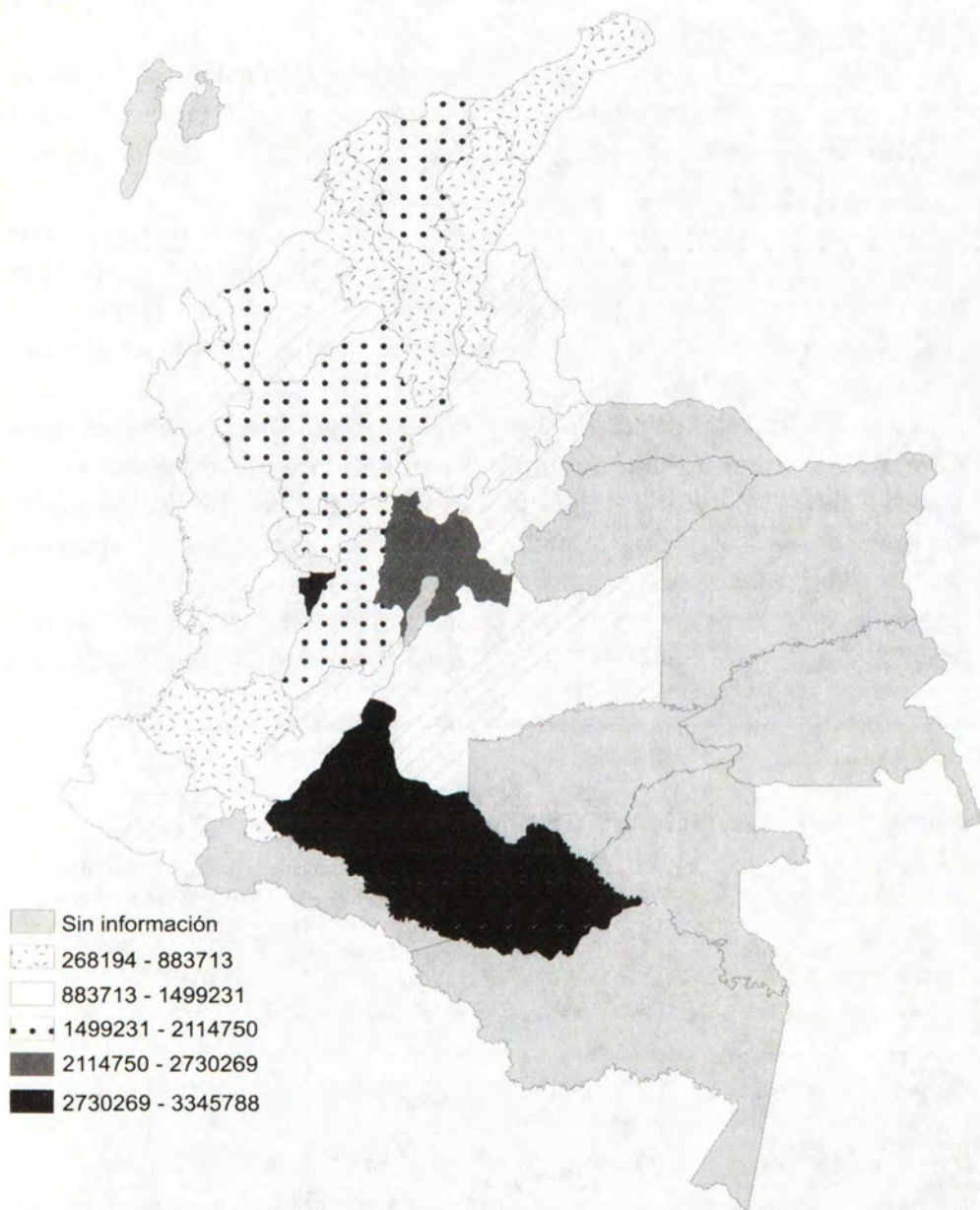
Determinantes de la productividad agrícola

La caracterización espacial del clima, medido a través de los índices de FHT, muestra una clara dicotomía en la distribución de los suelos de acuerdo a sus índices de humedad. La región centro-occidente, junto con la región pacífica muestran índices de clima clasificados en promedio como super-húmedos (véase Cuadro 1 y Anexo 2).²⁸ Aquí hay que aclarar que la región Pacífica está fuertemente influenciada por el resultado observado para el departamento de Chocó, que presenta un FHT de 319,8.

La región centro-occidente, caracterizada por presentar un clima que en promedio se ubica en la categoría super-húmedo, es una de las zonas que posee el mayor índice de tierras con destacada productividad agrícola (véase Mapa 1). En esta sub-región se encuentra clasificado el departamento del Quindío, que de

²⁸ En el Anexo 2 se encuentra la escala de convenciones definida por Thornthwaite y la clasificación general de las zonas de Colombia de acuerdo a esa escala, realizada por el IGAC.

Mapa 2 PIB agrícola por hectárea, 1997 (Pesos de 1994).



FUENTE: ELABORACIÓN Y CÁLCULOS DEL AUTOR CON BASE EN IGAC Y DANE.

acuerdo con los cálculos del PIB regional, es el departamento que presenta el mayor nivel de productividad agrícola en 1997.

Las cifras para la Costa Caribe la ubican en promedio en la escala de clima semiárido (véase Mapa 3). Para contextualizar este resultado, obsérvese que de una muestra de 1.032 municipios, para los cuales se acopiaron las estadísticas del FHT, 225 presentaron valores negativos en el índice de FHT, caracterizando el clima en tales municipios como semi-seco, semiárido y árido. De esos 225 municipios 131 pertenecen a la región Caribe (véase Anexo 2).

Con respecto a la relación entre las variables económicas y geográficas, analizadas hay que mencionar que existe una correlación entre el PIB agrícola per cápita y el Factor de Humedad de 0,29. Dado que el departamento del Chocó presenta un índice de humedad demasiado alto, si se elimina de la muestra este departamento, el coeficiente de correlación aumenta a 0,52.

Adicionalmente, la correlación entre el índice de tierras homogéneas per cápita y el PIB agrícola per cápita es de 0,56.

Con respecto a la densidad del PIB agrícola, se encuentra un alto grado de asociación de esta variable con los índices de humedad, pues su correlación con el Factor de Humedad es de 0,51.

Para analizar estos resultados de manera conjunta se especificó un modelo econométrico de corte transversal que evalúa el grado de dependencia del producto

Cuadro 1 Clasificación regional del «Factor de Humedad» de Thornthwaite

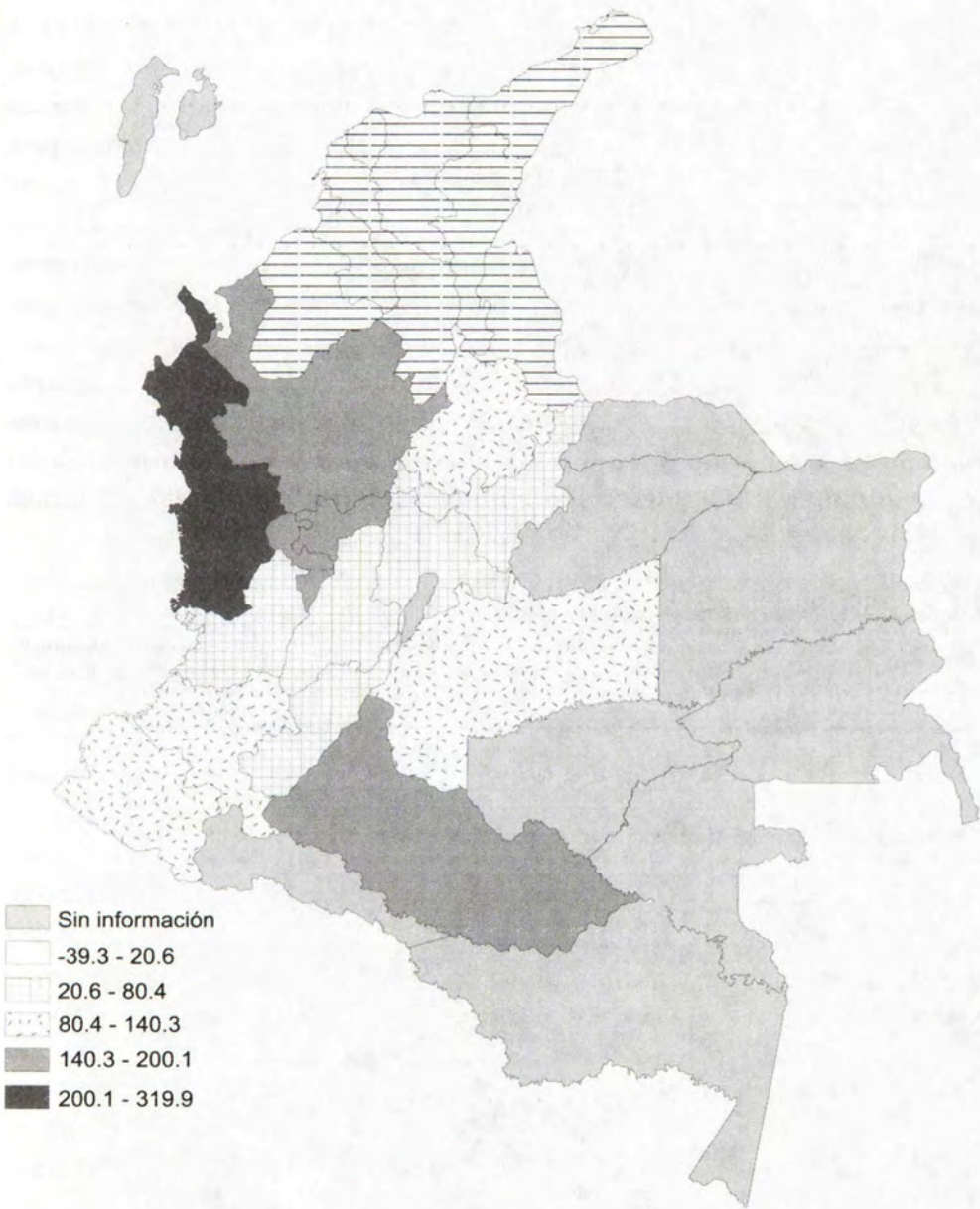
Sub-región*	PIB agrícola per cápita promedio 1997 (Millones \$ de 1994)	Factor de Humedad promedio	Clasificación en la escala de Thornthwaite
Caribe	219,413.4	-26.7	Semi-árido
Centro-occidente	439,015.1	168.4	Super-húmedo
Centro-oriente	411,693.0	58.3	Húmedo
Pacífica	292,182.0	104.8	Super-húmedo
Pacífica sin Chocó	309,442.4	96.52	Muy-húmedo
Promedio Nacional**	364,591.0	61.78	Húmedo

* Sólo se presentan cuatro sub-regiones porque el Factor de Humedad no está disponible para gran parte de los nuevos departamentos.

** No incluye los nuevos departamentos.

FUENTE: CÁLCULOS DEL AUTOR CON BASE EN DANE E IGAC-ATLAS DE COLOMBIA, CDROM, 1997.

Mapa 3 Distribución espacial de los índices de clima según el FHT



FUENTE: ELABORACIÓN Y CÁLCULOS DEL AUTOR CON BASE EN IGAC Y DANE.

agrícola per cápita, en términos de variables como la calidad del suelo, las condiciones climáticas y el índice de tierras homogéneas per cápita.

Los resultados de la aplicación de este modelo se presentan en el Cuadro 2. Se encuentra una clara y significativa asociación entre la productividad agrícola y el factor climático. El signo del coeficiente, como se esperaba, resultó ser positivo. Además, como se planteó al inicio, se presenta una relación cuadrática entre las condiciones de humedad del suelo y la productividad agrícola, en tanto que para valores extremos del FHT, la productividad agrícola será baja. En efecto, al especificar en la ecuación un término cuadrático para la variable FHT, se encuentra un nivel de significancia aceptable y un signo negativo, tanto en la ecuación de la productividad agrícola per cápita, como en la de productividad agrícola por hectárea.

El departamento del Quindío muestra un índice de productividad agrícola per cápita y por hectárea muy por encima del promedio de los demás departamentos y por ello fue necesario especificar una variable *dummy* para identificar dicho departamento en el modelo estimado. Dicha variable resultó bastante significativa y con el signo esperado.

Cuadro 2 Determinantes de la productividad agrícola

Variable dependiente	Productividad agrícola per cápita	Productividad agrícola per cápita	Productividad agrícola por hectárea	Productividad agrícola por hectárea
Var. Explicativas	(1)	(2)	(3)	(4)
Intercepto	-14.954,5 (-0,3)	71.795,9 (1,2)	840.739,6 (4,0)	939.843,2 (9,02)
Calidad del suelo	7.522,1 (6,1)		2.395,2 (0,6)	
Tierras homogéneas per cápita		570.544,1 (4,7)		
Factor de Humedad del suelo	1.907,9 (3,3)	2.023,5 (3,0)	4.860,3 (2,4)	5.081,9 (2,6)
(Factor de Humedad del suelo) ²	-5,4 (-2,3)	-6,6 (-2,4)	-10,8 (-1,3)	-12,2 (-1,6)
Variable <i>dummy</i> para Quindio	618.089,0 (5,2)	649.289,0 (4,7)	1.729.512 (4,1)	1.726.949 (4,2)
R ² ajustado	82,2	75,2	60,1	61,6

Nota: t estadístico entre paréntesis.

FUENTE: CÁLCULOS DEL AUTOR.

Para el coeficiente de la variable tierras homogéneas se encuentra un coeficiente positivo, indicando que la mayor disponibilidad de tierras per cápita para uso agrícola influye positivamente sobre los niveles de productividad en dicho sector. Con respecto a este indicador, hay que advertir que presenta una correlación alta con el índice de calidad del suelo, por lo cual se evaluó su influencia sobre la productividad agrícola de forma individual, especificando la ecuación 2 en el Cuadro 2. En esta ecuación se encuentra un resultado bastante significativo para el índice de tierras homogéneas per cápita como determinante de la productividad agrícola.

Adicionalmente, se evaluó la relación entre la productividad agrícola por hectárea y las variables geográficas en las ecuaciones 3 y 4 del Cuadro 2. De estas variables sólo el Factor de Humedad del suelo resultó significativo, junto con una variable *dummy* que identifica el departamento del Quindío. De nuevo este departamento arroja un índice de densidad del PIB por hectárea que es muy alto en relación con los demás departamentos.

Conclusiones

La principal conclusión de este trabajo es que la dotación de recursos naturales y el clima, son los factores más importantes para explicar las diferencias en la productividad agrícola de las áreas rurales de los departamentos colombianos.

Ello nos lleva a pensar que uno de los factores que posiblemente ha influido en el rezago de algunas regiones en términos de su desarrollo agrícola ha sido que no han contado con una buena dotación natural de recursos.

A partir de la utilización de variables geográficas como la precipitación, la evapotranspiración, la humedad del suelo, la disponibilidad de tierras para el uso agrícola y los índices de aptitud o idoneidad del suelo para fines agrícolas se logra explicar más del 80% de la variabilidad en la productividad agrícola de los departamentos de Colombia.

Si se mide la productividad agrícola en términos del PIB por hectárea de tierra, es el elemento climático el que juega el papel más importante en la explicación de su variabilidad.

Es claro que, como ya se ha insistido en muchos de los trabajos sobre este tema, la geografía no es el destino. No obstante, es importante saber qué papel juegan las variables geográficas en el desempeño de una economía, de tal manera que sea factible emprender estrategias para mejorar dicho desempeño, y así superar los efectos adversos que se puedan desprender de las condiciones geográficas no favorables.

Bibliografía

BANCO INTERAMERICANO DE DESARROLLO, *Desarrollo: Más allá de la Economía*, Informe de progreso económico y social de América Latina, Washington, 2000.

DANE, Encuesta Nacional Agropecuaria, Bogotá, 1997.

DAVIS, Ronald, WEINSTEIN, David, "Economic Geography and Regional Production Structure: An Empirical Investigation", *Federal Reserve Bank of New York Staff Reports*, No. 40, May, 1998.

FAO, "Guidelines for Land-Use Planning", *FAO Development Series*. No 1, Rome, 1993.

FAO, *Land Quality Indicators and Their Use in Sustainable Agriculture and Rural Development*, Rome, 1997.

FISHER, G., DE PAUW, E., VAN VELTHUIZEN, H., NACHTERGAELE, F. and ANTOINE, J., "A provisional world Climatic Resource Inventory Based on the Length-of-Growing-Period Concept", paper presented at the NASREC Conference, Netherlands, November, 1995.

GALLUP, John, John L., "Agriculture Productivity and Geography", mimeo, HIID, January, 1998.

GALLUP, John, SACHS, Jeffrey, and MELLINGER, Andrew, "Geography and Economic Development", *Annual World Bank Conference on Development Economics*, Washington, 1998.

GALVIS, Luis A. y MEISEL, Adolfo, "El crecimiento económico de las ciudades colombianas y sus determinantes, 1973-1998", *Coyuntura Económica*, marzo, 2001.

GAVIN, Michael and HAUSSMAN, Ricardo, "Nature, Development and Distribution in Latin America. Evidence on the Role of Geography, Climate, and Natural Resources", *Office of the Chief Economist Working Paper*, No. 378, Inter-American Development Bank, August, 1998.

GREEN, Gareth, and SUNDING, David, "Land Allocation, Soil Quality and the Demand for Irrigation Technology", Western Agricultural Economics Association, Selected Papers of the 1997 Annual Meeting, Nevada, July, 1997.

GUHL, Ernesto, *Colombia: Bosquejo de su geografía tropical*, Instituto Colombiano de Cultura, Bogotá, 1975.

IGAC, *Atlas de Colombia*, Bogotá, 1997.

MELLINGER, Andrew, SACHS, Jeffrey, and GALLUP, John, "Climate, Water Navigability, and Economic Development", *CID Working Paper*, No. 24, September, 1999.

PIERI, Christian, DUMANSKI, Julian, HAMBLIN, Ann, and YOUNG, Anthony, "Land Quality Indicators", *World Bank Discussion Papers*, No 315, Washington, 1995.

RODDA, J.C., DOWNING, R.A., and LAW, F.M., *Systematic Hydrology*, Newnes Butterworths, London, 1976.

SACHS, Jeffrey, "Geography and Economic Transition", mimeo, HIID, November, 1997.

SACHS, Jeffrey and WARNER, Andrew, "Natural Resource Abundance and Economic Growth", *NBER Working Paper*, No. 5398, December, 1995.

SANCHEZ, Fabio y NÚÑEZ, Jairo, "La geografía y el desarrollo económico en Colombia. Una aproximación municipal", *Desarrollo y sociedad*, No. 46, Bogotá, 2000.

SCHMIDT, Ronald H., "Natural Resources and Regional Growth", *Economic Review*, Federal Reserve Bank of San Francisco, 0(4), Fall, 1989.

SOLOMOU, Solomos and WU, Weike, "Weather Effects on European Agricultural Output, 1850-1913" *European Review of Economic History*, 3(3), December, 1999.

Anexos

Anexo 1 Índices de productividad agrícola y recursos naturales, 1997

Depto	PIB agrícola per cápita en 1997 (\$ de 1994) (1)	PIB agrícola por Hectárea en 1997 (\$ de 1994) (2)	Hectáreas en uso agrícola 1997 (3)	Población Rural en 1997 (4)	Factor de Humedad de Thorntnwaite promedio -FHT- (5)
Antioquia	383,451	1,603,195	425,529	2,109,474	161.0
Atlántico	42,360	473,323	24,312	366,289	-30.7
Bolívar	157,023	559,710	130,185	707,834	-23.6
Boyacá	211,547	961,501	184,744	925,576	56.1
Caldas	426,368	1,571,414	126.154	559,434	188.6
Caquetá	661,598	3,345,788	49.745	274,496	152.7
Cauca	180,578	847,125	215.368	927,494	133.8
Cesar	396,912	804,438	250.301	449,089	-26.9
Choco	131,811	1,426,978	26,807	290,212	319.8
Córdoba	180,359	913,972	157.925	772,546	-24.6
C/marca	521,186	2,144,589	253.139	1,228,106	45.4
Guajira	80,718	268,194	74,379	247,133	-39.3
Huila	391,590	1,030,311	197.254	500,163	32.3
Magdalena	560,416	1,532,775	147.494	465,481	-26.8
Meta	919,376	1,272,062	275.587	361,504	117.9
Nariño	243,106	1,257,938	147.933	952,388	85.8
Norte de S.	277,236	936,062	119.946	416,443	15.2
Quindío	1,067,864	3,171,666	70.471	181,598	163.5
Risaralda	484,020	1,193,996	81.480	224,181	179.6
Santander	326,737	1,056,608	207.371	791,890	98.3
Sucre	97,587	661,557	90.434	533,389	-23.9
Tolima	642,212	1,625,020	415.613	798,654	73.2
Valle	533,183	1,386,110	341.977	816,568	79.3

(1) PIB agrícola de 1997 en relación con la población rural.

(2) PIB agrícola de 1997 en relación con las tierras destinadas a uso agrícola, según la Encuesta Nacional Agropecuaria, 1997.

(3) Fuente: Encuesta Nacional Agropecuaria, 1997.

(4) Fuente: Cálculos del autor con base en DANE, proyecciones de población 1995-2005.

(5) Fuente: cálculos del autor con base en IGAC, *Atlas de Colombia*, 1997.

Clima Superhúmedo (A). $FH > 100$

Es el clima dominante en la Región Andina, extendiéndose longitudinalmente a lo largo de las vertientes cordilleranas y una amplia faja transversal de la Orinoquía y la Amazonía. La deficiencia de agua para estas áreas es mínima como consecuencia de las altas precipitaciones, que superan los 2.000 mm. por año y alcanzan máximos de hasta 9.000 mm. en el Pacífico, por lo que el factor de humedad es superior a 100. Los climadiagramas característicos de esta área (Quibdó y Araracuara), muestran un excedente hídrico para todos los meses del año, donde la ETP y la ETP real en ningún período es superior a la precipitación, a pesar de las altas temperaturas que superan, en general, los 24°C y caracterizan a esta región como megatermal con alta eficiencia termal.

Clima muy Húmedo (B4). $80 < FH < 100$

Corresponde a una franja longitudinal que se extiende a lo largo de las vertientes bajas de la Cordillera Oriental, el norte del sistema andino y las cuencas media y alta del Río Cauca, así como a una franja transversal de la Orinoquía y la Amazonía. Esta zona climática se encuentra en contacto con la región superhúmeda y presenta una deficiencia de agua concentrada en los meses de junio, julio y agosto; el resto de año hay excedente hídrico y almacenamiento de agua. El régimen es megatermal con baja concentración de calor en verano (climadiagrama de Samaniego, Nariño).

Clima Húmedo (B3). $60 < FH < 80$

Corresponde a las vertientes medias de la Cordillera Oriental, el norte del sistema andino y el piedemonte sur de Nariño; hay un alto excedente de agua durante gran parte del año (climadiagrama de Tame, Arauca) y un déficit marcado en la época de noviembre a febrero, coincidiendo con el desplazamiento de la ZCIT y la escasa influencia de los alisios del noreste en para el piedemonte norte.

Clima moderadamente Húmedo (B2). $40 < FH < 60$

Este clima caracteriza una estrecha franja del norte de las tres cordilleras, la parte media de la cuenca del Río Magdalena y una "bolsa" ubicada en la Orinoquía y la Amazonía. El excedente hídrico no es muy alto y la deficiencia de agua es marcada durante los primeros meses del año en el norte y a mitad de año en el oriente (clima-diagrama de Santafé de Bogotá y San José del Guaviare).

Clima ligeramente Húmedo (B1). $20 < FH < 40$

Este tipo de clima caracteriza las partes bajas de la vertiente oriental de la Cordillera Central y la vertiente occidental de la Cordillera Oriental, en la cuenca alta del Río Magdalena, la periferia de la Sierra Nevada de Santa Marta y el sur de la Región Caribe. En estas zonas, la suave inclinación del terreno y su influencia sobre los vientos, así como el movimiento de la ZCIT, generan un régimen monomodal con condiciones secas entre marzo y septiembre, y máximos de lluvia en noviembre, que escasamente supera los 50 mm., como lo muestra el clima-diagrama de Tesalia en el Huila.

Clima Semihúmedo (C2). $0 < FH < 20$

Corresponde al sur de la Región Caribe y a una franja periférica del norte de la Cordillera Oriental y la Sierra Nevada de Santa Marta (clima-diagrama de esta zona), así como a algunos enclaves climáticos de las cuencas del Cauca y el Magdalena, zonas de bajas pendientes y por lo tanto de pocas lluvias orográficas. El máximo de precipitación se produce en octubre y noviembre, con alto déficit entre diciembre y abril. Para la Sierra Nevada de Santa Marta, el déficit mencionado es parcialmente compensado por el almacenamiento de agua que resulta de las fuertes precipitaciones de noviembre.

Clima Semiseco (C1). $-20 < FH < 0$

Caracteriza la Región Caribe y sectores puntuales de la cuenca alta del Río Magdalena, donde los vientos no generan precipitaciones y generan unas condiciones de déficit hídrico casi todo el año, sin posibilidad de almacenamiento.

Clima Semiárido (D). $-40 < FH < -20$

Corresponde al norte de la Región Caribe, con un régimen unimodal con precipitaciones mensuales inferiores a 50 mm. entre diciembre y marzo, y un máximo pluviométrico superior a 150 mm. en septiembre. El déficit hídrico es elevado y dominante la mayor parte del año.

Clima Árido (E). $-60 < FH < -40$

Es característico de La Guajira, con temperaturas medias anuales superiores a 26°C y precipitación total anual inferior a 500 mm. anuales. El régimen es unimodal y el déficit hídrico es elevado durante todo el año, exceptuando un ligero excedente en octubre (clima-diagrama de Maicao, en La Guajira).

FUENTE: TOMADO DE IGAC, ATLAS DE COLOMBIA, 1997.

El crecimiento regional en Colombia, 1980-1996: una aproximación con el método Shift-Share

JAIME BONET MORÓN*

Introducción

EN COLOMBIA SON POCOS los trabajos que han abordado el análisis del crecimiento económico desde una perspectiva regional. En particular, son escasos los estudios con énfasis en el análisis cuantitativo del desarrollo económico regional.¹ Sin embargo, en los años noventa se incrementó el interés por este tipo de estudios. Por ejemplo, se han publicado varios trabajos que exploran la validez de la hipótesis de convergencia en el país, aplicando la metodología desarrollada por Robert Barro y Xavier Sala-I-Martin (1992).²

A nivel internacional, una de las técnicas más utilizadas en el análisis económico regional es la de *shift-share*. A pesar de eso, en Colombia no se había aplicado hasta el momento. Si bien este método ha recibido numerosas críticas, es ampliamente empleado debido a su fácil aplicabilidad y en especial, gracias a que no requiere demasiada información para su utilización.

El objetivo de este estudio es realizar un análisis del crecimiento regional en Colombia aplicando la metodología de *shift-share*. En términos generales, este método, en su versión tradicional, permite desagregar el crecimiento regional en dos componentes: el *estructural* y el *regional*. En el primero, se determina si el

* Economista del Centro de Estudios Económicos Regionales. Banco de la República - Sucursal Cartagena.

¹ Algunos de los trabajos desarrollados en este campo son los de Fields y Schultz (1980), Thoumi (1983) y Meisel (1992).

² Mauricio Cárdenas en 1993 inició una serie de trabajos sobre convergencia regional y determinantes del crecimiento regional. Posteriormente, otros autores han ampliado el análisis entre ellos se destacan Mora y Salazar (1994), Birchenall y Murcia (1997), Rocha y Vivas (1998), y Bonet y Meisel (1999).

crecimiento de una región se debe a su estructura económica; mientras que en el segundo componente se analiza si está determinado por particularidades regionales.

El análisis permitirá identificar si la especialización productiva de ciertas regiones ha sido la causa de su avance o retroceso en el contexto nacional. Aquellas regiones que han concentrado su aparato productivo en sectores poco dinámicos, o por el contrario, las que se han concentrado en renglones dinámicos, van a presentar un comportamiento muy diferente al observado en el promedio nacional. Una vez se conozcan estos efectos, hay que entrar a revisar los factores de tipo local que también ayudan a entender el comportamiento de la variable regional.

El trabajo consta de cuatro partes. En la segunda se realiza una breve descripción de la metodología del análisis *shift-share*. En la siguiente se presentan los resultados del análisis del crecimiento regional departamental y regional, aplicando las metodologías *shift-share modificada -SSM-* y *shift-share dinámica modificada -SSDM-*. Finalmente, se presentan las conclusiones del estudio.

Analisis *shift-share*: breve descripción metodológica

El objetivo fundamental de la metodología *shift-share* tradicional es determinar, por una parte, el grado de influencia de la especialización regional en el crecimiento de la variable en estudio; y, por otra, la importancia que otros factores específicamente regionales han tenido en el crecimiento diferencial, tanto positiva como negativamente.

Esta metodología permite descomponer la evolución de una variable regional, en relación con la evolución de la media nacional, en dos componentes: el efecto estructura, proporcional o *industry mix*, y el efecto diferencial, localización o regional.³

De acuerdo con la metodología original propuesta por Dunn en 1960⁴, el *crecimiento local (L)* es producto de tres grandes efectos o factores que tienen naturaleza aditiva: 1. *Efecto crecimiento nacional (N)*, 2. *Efecto estructural (E)* y 3. *Efecto regional (R)*. Es decir:

$$L = N + E + R \quad (1)$$

³ Esto son los nombres más comunes que se encuentran en la literatura para los dos efectos. Sin embargo, es posible encontrar que algunos autores llamen los efectos con otros nombres.

⁴ E.S. Dunn, "A Statistical and Analytical Technique for Regional Analysis", *Papers, Regional Science Association*, 6, pp. 97 - 112, 1960.

Donde el *efecto crecimiento nacional* (N) es el nivel que la variable regional podría alcanzar si la región hubiera registrado una tasa de crecimiento igual a la tasa de crecimiento promedio nacional. El *efecto estructura* (E) recoge las diferencias existentes entre la región y la media nacional debidas a la especialización productiva y se calcula a partir de las diferencias entre las tasas de crecimiento de cada sector y la media nacional. El *efecto regional* (R) cuantifica la influencia sobre el crecimiento regional de factores locales de diversa naturaleza y se estima comparando las tasas de crecimiento de cada uno de los sectores productivos, a nivel local y nacional.

Se considera que el *efecto neto total* (ENT) es la diferencia que se obtiene de comparar el nivel de la variable regional observado y aquel que se hubiese producido en dicha variable si hubiera crecido a la tasa promedio nacional, es decir es la diferencia entre el *efecto local* (L) y el *efecto crecimiento nacional* (N). De esta forma, el efecto neto total es igual:

$$L - N = E + R \quad (2)$$

En estas circunstancias, el resultado del *efecto neto total* (ENT) nos permitirá conocer si la variable regional tiene un crecimiento superior, igual o inferior al crecimiento promedio nacional. Si el ENT es mayor que cero se estaría en el primer caso, si es igual a cero en el segundo y si es menor que cero en el tercero.

Este comportamiento es el resultado de los dos efectos que se han enunciado anteriormente: el *efecto estructura* (E) y el *efecto regional* (R). El siguiente paso, por lo tanto, sería determinar cuál de los dos factores ha influido más en el crecimiento de la variable local.

Para realizar el análisis del crecimiento regional se tomará la variable *Valor Agregado -VA- departamental*. En este caso, si se considera una matriz de datos del valor agregado con i sectores y j regiones, los efectos se determinan de acuerdo a las siguientes fórmulas:

Efecto crecimiento nacional (N)

$$R = \sum_i VA_i \left(\frac{\sum_i \sum_j VA_{ij}}{\sum_i \sum_j VA_{i0}} \right) - \sum_i VA_{i0} \quad (3)$$

Efecto neto total (ENT)

$$ENT = \sum_i VA_{it} - \sum_i VA_{i0} \left(\frac{\sum_i \sum_j VA_{ij}}{\sum_i \sum_j VA_{i0}} \right) \quad (4)$$

Efecto estructura (E)

$$E = \sum_i VA_0 \left[\left(\frac{\sum_j VA_t}{\sum_j VA_0} \right) - \left(\frac{\sum_i \sum_j VA_t}{\sum_i \sum_j VA_0} \right) \right] \quad (5)$$

Efecto regional (R)

$$R = \sum_i \left[VA_t - VA_0 \left(\frac{\sum_j VA_t}{\sum_j VA_0} \right) \right] \quad (6)$$

Donde VA es el valor agregado en el momento inicial 0 y en el momento final t.

Hay muchas críticas a la metodología tradicional del análisis *shift-share*. En primer lugar, en la medida en que no es un método estadístico, no es posible realizar pruebas sobre la validez estadística de los resultados. Adicionalmente, se señala que, debido a que los datos se toman de un punto inicial y otro final en el tiempo, los resultados están influenciados por los años que se decidan tomar. En otras palabras, el análisis no involucra un componente dinámico en su desarrollo, lo que impide conocer cómo ha sido la evolución de la variable.

Para corregir estos problemas, Cuadrado et. al. recogen una modificación propuesta por Stilwell llamada análisis *shift-share dinámico modificado (SSDM)*⁵, que consiste en cuantificar un nuevo efecto, el *cambio estructural*, con la aplicación desarrollada por Barff y Night III, que propone la incorporación de un componente dinámico al análisis.⁶

En el análisis *shift-share dinámico modificado (SSDM)* se continúa calculando el *efecto estructural (E)* como se hacía en el análisis tradicional. Se introduce un nuevo efecto al que llaman el *efecto estructural inverso (EI)*, donde se capturan tanto los efectos que resultan del comportamiento de los sectores a nivel nacional como los que resultan de los cambios en la estructura productiva al final del período. En términos dinámicos se hablaría de los efectos resultantes de las diferencias en la estructura productiva entre el período inicial y el final.

Ahora bien, el gran adelanto del análisis *SSDM* es que la comparación entre el *efecto estructural inverso (EI)* y el *efecto estructural (E)* sirve para cuantificar la importancia del cambio estructural. A este nuevo efecto se le llama el *efecto estructural*

5 Juan R. Cuadrado et. al., *Convergencia regional en España: hechos, tendencias y perspectivas*, p. 315, 1988.

6 Para mayor información ver F.J.B. Stilwell, "Regional Growth and Structural Adaption", *Urban Studies*, 6, 1969, pp. 162-178. Y R.D. Barff y P. L. Knight III, "Dynamic Shift-Share Analysis", *Growth and Change*, 19, n. 2, Spring, 1988.

modificado (EM) y se le denomina *efecto reasignación*, ya que sirve para indicar si la especialización regional ha evolucionado hacia sectores con un mayor dinamismo (caso en el cual el efecto EM es positivo), o si, por el contrario, el cambio estructural se caracteriza por una especialización creciente en sectores en retroceso (caso en el cual el efecto EM es negativo). Con este nuevo efecto, no sólo es importante conocer si la región tiene componentes estructurales importantes, sino que también se podrá saber cuál es la tendencia en el mediano y largo plazo de la estructura productiva; es decir, permite identificar si la región se está reorientando hacia sectores más productivo o menos productivos. Con ello se podrá tener una aproximación sobre las tendencias que se podrían esperar en un mediano plazo.

El componente dinámico se complementa, siguiendo la propuesta de Barff y Knight, a través de la realización de estimaciones año a año y calculando el efecto del período de estudio como la suma de los resultados encontrados en cada año. La utilización de este componente dinámico es importante cuando el período de estudio se caracteriza por grandes cambios en el componte estructural o hay grandes diferencias entre las tasas de crecimiento regional y nacional.

Continuando en el mismo escenario del valor agregado para i sectores y j regiones, las fórmulas para estimar los nuevos efectos son las siguientes:

Efecto estructural inverso (EI)

$$EI = \sum_i VA_t \left[\left(\frac{\sum_j VA_0}{\sum_j VA_t} \right) - \left(\frac{\sum_j VA_0}{\sum_j VA_t} \right) \right] \quad (7)$$

Efecto estructural modificado (EM)

$$EM = \sum_i \left[\begin{array}{l} VA_t \left\{ \left[\frac{\sum_j VA_0}{\sum_j VA_t} \right] - \left[\frac{\sum_j VA_0}{\sum_j VA_t} \right] \right\} \\ -VA_0 \left\{ \left[\frac{\sum_j VA_t}{\sum_j VA_0} \right] - \left[\frac{\sum_j VA_t}{\sum_j VA_0} \right] \right\} \end{array} \right] \quad (8)$$

Como resultado de las modificaciones, es necesario estimar un nuevo efecto regional al que se denomina *efecto regional modificado* (RM), el cual es el resultado de restar al *efecto neto total* (ENT), el *efecto estructural* (E) y el *efecto estructural inverso* (EI). Este efecto continúa con la misma interpretación económica que en el análisis tradicional.

Efecto regional modificado (RM)

$$RM = \sum_i \left[VA_t - VA_0 \left[\frac{\sum_j VA_t}{\sum_j VA_0} \right] - VA_t \left\{ \left[\frac{\sum_j VA_0}{\sum_j VA_t} \right] - \left[\frac{\sum_j VA_0}{\sum_j VA_t} \right] \right\} \right] \quad (9)$$

En el desarrollo de este trabajo se ha considerado la metodología *shift-share dinámica modificada* –SSDM– propuesta por Cuadrado et. al. pero se han determinado dos etapas. En la primera, no se contempla el componente dinámico y por lo tanto, se ha denominado *Shift-Share Modificado* -SSM-. Posteriormente, y dado que nuestro período de análisis no es muy amplio, se ha dividido el horizonte de estudio en tres subperíodos (1980-85, 1985-90 y 1990-96), con el fin de aplicar la metodología SSDM. En este caso el efecto neto total resultante será igual a la suma de los resultados arrojados en cada subperíodo.

Análisis del crecimiento regional en Colombia, 1980-1996

Para realizar el análisis del crecimiento regional en Colombia se tomó como información base el valor agregado por sectores y departamentos producido por el DANE.⁷ El período de análisis está comprendido entre 1980 y 1996, ya que es el último año para el cual se tienen datos disponibles.

El estudio abordó la metodología, teniendo 25 entidades territoriales que corresponden a 23 departamentos existentes antes de la Constitución Política de 1991, el distrito capital de Bogotá y una entidad que agrupa a los Nuevos Departamentos creados en la nueva Constitución.

Posteriormente, se establecen 6 regiones: la región Caribe incluye los departamentos de la Costa Caribe colombiana con excepción de San Andrés, que se incluye en los Nuevos Departamentos. La región Centro-Occidente está constituida por los departamentos de Antioquia, Caldas, Quindío y Risaralda. Los departamentos de Boyacá, Cundinamarca, Huila, Norte de Santander, Santander y Tolima conforman la región Centro-Oriente. La región Pacífica corresponde a los departamentos de Cauca, Chocó, Nariño y Valle del Cauca. La región Nuevos incluye los Nuevos Departamentos creados por la Constitución Política de 1991, además de los departamentos de Caquetá y Meta. Finalmente, se consideró a Bogotá como una región independiente debido a que ella contribuye con más del 20% del PIB nacional.

A. Análisis por departamentos

1. Análisis Shift-Share Modificado –SSM–

Los resultados arrojados por el análisis SSM, los cuales se encuentran en el Cuadro 1, indican que hay un mayor número de departamentos que registran

⁷ DANE, *Cuentas regionales de Colombia*, 1999.

ENT negativos que positivos. En efecto, se encontró que un total de 15 departamentos tuvieron un crecimiento económico por debajo del promedio nacional. En términos absolutos son muy significativos los efectos negativos registrados en Antioquia, Atlántico, Bolívar, Boyacá, Norte de Santander, Quindío y Tolima. Estos departamentos concentraron, aproximadamente, el 80% de los efectos netos totales negativos.

ENT positivos, por su parte, se presentaron en 10 departamentos. Los resultados positivos de Caldas, Caquetá, Cesar, Huila y Valle del Cauca son muy bajos en

Cuadro 1 Análisis *shift-share* Modificado Aplicado al Valor Agregado Departamental en Colombia, 1980-1996

	Efecto Neto Total (millones pesos 75)	Descomposición del ENT de acuerdo a los tres efectos que lo componen (millones de pesos 75)		
		Estructural	Reasignación	Regional
Antioquia	-14.295	1.503	-3.692	-12.105
Atlántico	-9.407	-1.177	270	-8.499
Bolívar	-3.961	41	-324	-3.678
Boyacá	-5.823	1.674	-1.747	-5.750
Caldas	999	-988	417	1.570
Caquetá	68	-233	74	227
Cauca	-3.464	-629	217	-3.052
Cesar	551	-694	1.365	-120
Córdoba	-2.372	-1.250	1.500	-2.622
Cundinamarca	6.170	-1.031	-1.804	9.005
Chocó	-406	1.000	-983	-423
Huila	268	2.281	-1.811	-202
La Guajira	8.544	1.478	2.089	4.977
Magdalena	-1.539	-511	102	-1.131
Meta	2.700	-713	1.243	2.169
Nariño	-2.303	-848	425	-1.880
Norte de Sant.	-4.334	116	19	-4.469
Quindío	-8.080	-1.499	1.147	-7.729
Risaralda	-1.348	-1.040	613	-921
Bogotá, D.C.	25.125	4.679	-2.027	22.474
Santander	-25	2.423	-3.526	1.078
Sucre	-2.007	-370	184	-1.821
Tolima	-4.143	-1.340	754	-3.557
Valle del Cauca	299	-4.048	852	3.495
Nuevos Deptos.	18.784	1.176	4.644	12.964

FUENTE: CÁLCULOS DEL AUTOR.

términos absolutos. Habría que destacar la concentración de los efectos netos positivos en Cundinamarca, Bogotá, Guajira, Meta y los Nuevos Departamentos, cuyos efectos netos positivos son el 97% del total nacional.

También es importante mencionar que Bogotá y Cundinamarca concentraron el 50% de los efectos netos totales nacionales, lo cual, unido al hecho de que los Nuevos Departamentos representaron el 30%, indica una alta concentración regional de los ENT positivos.

Para analizar el comportamiento del crecimiento regional, se consideró importante estudiar los efectos en términos relativos. Para este fin, se desarrollaron dos indicadores: 1. La relación efecto neto total sobre efecto crecimiento nacional. Este indicador refleja en qué porcentaje creció el departamento por encima del promedio nacional, en caso de que sea positivo, o por debajo del mismo, en caso de que sea negativo. 2. El segundo indicador es la relación entre el efecto neto total y el valor agregado inicial, en este caso 1980. Indica en qué porcentaje del valor agregado inicial creció o decreció un departamento con relación a la media nacional, dependiendo si el resultado es negativo o positivo.

Los dos indicadores coinciden en sus resultados al señalar que los departamentos con mayores ENT negativos, en términos relativos, son Atlántico, Boyacá, Cauca, Norte de Santander, Quindío y Sucre. Por su parte, los departamentos con mayores ENT positivos, en términos relativos, fueron Guajira y los Nuevos Departamentos. También registraron niveles significativos Bogotá, Cundinamarca y Meta. Los otros departamentos con ENT positivo, Caldas, Caquetá, Cesar, Huila y Valle, tienen indicadores relativos poco significativos (véase Cuadro 2).

En cuanto a los ENT positivos, habría que destacar que a pesar de que Guajira y los Nuevos Departamentos poseen efectos que en términos relativos son muy altos, sus valores agregados y sus efectos sobre el crecimiento no lo son en el panorama nacional. Todo lo contrario ocurre con Bogotá y Cundinamarca, que tienen economías fuertes y unos indicadores relativos significativos, lo que refleja la importancia de estos dos entes territoriales.

Al desagregar el efecto neto total en sus tres componentes —estructural, reasignación y regional—, se encuentra que en la gran mayoría de los departamentos el efecto regional tiene un mayor impacto que los otros dos, ya sea negativa o positivamente. El efecto estructural sólo predomina en Caquetá, Risaralda y Valle del Cauca, donde tuvo un impacto negativo, y en Chocó y Huila, con un impacto positivo. El efecto reasignación, por su parte, determinó de manera negativa el ENT en Santander, señalando una reorientación del aparato productivo de este departamento hacia sectores poco dinámicos. El caso contrario ocurrió en Cesar,

Cuadro 2 Análisis del ENT departamental en relación con el Efecto Crecimiento Nacional -ECN- y con el Valor Agregado -VA-, 1980-1996

	Efecto Neto Total (millones pesos 75)	Efecto Crecimiento Nacional (millones pesos 75)	VA 1980 (%)	ENT/ECN (%)	ENT/VA (%)
Antioquia	-14.295	57.924	79.404	-24,7	-18,0
Atlántico	-9.407	17.403	23.856	-54,1	-39,4
Bolívar	-3.961	12.605	17.280	-31,4	-22,9
Boyacá	-5.823	12.831	17.589	-45,4	-33,1
Caldas	999	8.429	11.555	11,8	8,6
Caquetá	68	2.207	3.025	3,1	2,3
Cauca	-3.464	6.824	9.354	-50,8	-37,0
Cesar	551	6.551	8.980	8,4	6,1
Córdoba	-2.372	7.816	10.714	-30,3	-22,1
Cundinamarca	6.170	22.548	30.910	27,4	20,0
Chocó	-406	1.601	2.195	-25,4	-18,5
Huila	268	6.988	9.580	3,8	2,8
La Guajira	8.544	2.073	2.842	412,1	300,6
Magdalena	-1.539	6.686	9.166	-23,0	-16,8
Meta	2.700	5.894	8.080	45,8	33,4
Nariño	-2.303	7.049	9.663	-32,7	-23,8
Norte de Sant.	-4.334	8.229	11.280	-52,7	-38,4
Quindío	-8.080	8.445	11.577	-95,7	-69,8
Risaralda	-1.348	8.209	11.253	-16,4	-12,0
Bogotá, D.C.	25.125	73.458	100.699	34,2	25,0
Santander	-25	18.967	26.000	-0,1	-0,1
Sucre	-2.007	3.745	5.134	-53,6	-39,1
Tolima	-4.143	13.031	17.863	-31,8	-23,2
Valle del Cauca	299	45.486	62.354	0,7	0,5
Nuevos Deptos.	18.784	5.675	7.780	331,0	241,4

FUENTE: CÁLCULOS DEL AUTOR.

donde el efecto reasignación determinó de manera positiva el ENT, lo que indica que se observó un cambio hacia sectores más productivos.

Un análisis de las particularidades del efecto neto total por departamentos y por sectores, permite detectar algunas características del crecimiento en los departamentos. En general, se detecta que los sectores menos dinámicos fueron el agropecuario y el industrial, ya que presentaron los mayores efectos netos negativos. Estos dos sectores contribuyeron con el 68% de los efectos netos totales negativos. Otros sectores poco dinámicos fueron el comercio, el transporte, los servicios personales y los servicios domésticos.

Los sectores más dinámicos fueron la minería, el financiero y los servicios del gobierno, donde se concentra el 85% de los efectos netos totales positivos. Otros sectores dinámicos, aunque a una escala menor, fueron la electricidad, gas y agua, la construcción y las obras públicas, las comunicaciones y el alquiler de vivienda.

Los efectos netos totales positivos sectoriales muestran una clara concentración regional. Por un lado, los efectos positivos de los departamentos de Cesar, Guajira, Meta y Nuevos Departamentos en el sector minería explican el 88% de los efectos del sector. Solamente los Nuevos Departamentos representaron el 47% de ellos. Por su parte, Bogotá concentró el 66% del efecto positivo producido en el sector financiero, el 50% de las construcciones y obras públicas, un 119% de la electricidad, agua y gas, el 24% de las comunicaciones, un 283% del alquiler de vivienda y el 20% de los servicios del gobierno⁸. Adicionalmente, Bogotá registró efectos netos totales positivos en sectores poco dinámicos como industria y comercio.

Es claro, entonces, que los efectos netos totales son, en su gran mayoría, producidos por factores específicos de las regiones. En primer lugar, las entidades territoriales que concentran gran porcentaje de los efectos netos totales positivos como Guajira, Meta y los Nuevos Departamentos, se ven influenciadas por la presencia de recursos naturales no renovables, en especial carbón e hidrocarburos. En el caso de Cesar, cuyo efecto neto total es positivo pero bajo, el efecto que más pesa es el de reasignación, tal vez como resultado del reciente incremento en las explotaciones de carbón en ese departamento. El progresivo incremento de la minería en la estructura productiva del Cesar refleja las potencialidades que tiene este departamento en un mediano plazo.

Bogotá, por su parte, concentra un alto porcentaje de los efectos netos totales positivos. Ello es el resultado del proceso de concentración de la producción nacional que se ha dado en el Distrito Capital en los últimos años. En efecto, Bonet y Meisel encontraron que en el país se dio un proceso de concentración espacial de la producción medido a través del índice de concentración de Herfindahl-Hirschman, el que pasó de 800 a 1.062 entre 1960 y 1995. Así mismo, lograron determinar que Bogotá tiene un enorme peso en la creciente concentración espacial de la producción⁹.

8 Dado que el ENT sectorial total es la suma de los efectos departamentales, que pueden ser en algunos casos positivos y en otros negativos, es posible encontrar que el efecto departamental en algunos casos sea superior al total nacional.

9 Jaime Bonet y Adolfo Meisel, "La convergencia regional en Colombia: una visión de largo plazo, 1926 - 1995", *Coyuntura económica*, v. XXIX, n. 1, marzo 1999, p. 91.

El departamento de Cundinamarca se ve beneficiado por el proceso de aglomeración registrado en Bogotá, como resultado de su cercanía geográfica. Esto se refleja en que Cundinamarca, a pesar de que sus efectos estructural y reasignación son negativos, registró un comportamiento positivo en el efecto regional.

En el caso del departamento de Caldas, hay factores regionales en dos sectores que explican el comportamiento positivo. Se observa que el sector servicios del gobierno aporta un alto porcentaje de su efecto neto total positivo, indicando que hay factores locales que le imprimen dinamismo a ese sector en Caldas. Adicionalmente, existen también factores regionales que hacen que el sector agropecuario en este departamento registre un efecto positivo.

El ENT de Caquetá es muy bajo y se podría afirmar que el departamento crece con el promedio nacional. Su resultado positivo es consecuencia de una reorientación de su economía hacia sectores más dinámicos, lo cual se aprecia en el efecto reasignación positivo, y de los efectos regionales especialmente significativos en el sector agropecuario, financiero y servicios del gobierno. Hay factores locales en Caquetá, en particular los nuevos yacimientos de hidrocarburos, que hacen que estos tres sectores estén creciendo por encima de la media nacional.

Huila, por su parte, es el único de departamento con un ENT positivo que está determinado por un efecto estructural positivo. Es decir, su estructura económica está especializada en aquellos sectores que han registrado un mayor dinamismo a nivel nacional. En este caso, se observa una importante participación del sector minero y del sector financiero en la economía huilense.

Finalmente, el Valle del Cauca, a pesar de que tiene un efecto estructural negativo fuerte, muestra factores de localización y de reasignación positivos igualmente significativos, los cuales terminan reflejándose en su efecto neto positivo. En especial, habría que destacar los factores locales que le imprimen ventajas a los sectores agropecuario, industrial, construcción y obras públicas, servicios personales y servicios del gobierno.

En cuanto a los efectos netos totales negativos, ellos se explican en un gran número de departamentos por factores regionales adversos; es decir, existen condiciones particulares de estos departamentos que influyen negativamente en su crecimiento. Algunos de esos departamentos, como Antioquia, Bolívar, Boyacá, Chocó y Santander, presentan un efecto reasignación negativo, lo cual indica que sus posibilidades de crecimiento en el mediano plazo no son muy positivas. Esta situación es particularmente preocupante en Chocó, donde el efecto reasignación negativo es mayor que los otros dos efectos y por lo tanto, no parecen muy halagadoras las perspectivas de su economía.

Dos puntos importantes para destacar en el comportamiento negativo son: 1. El pobre comportamiento del sector agropecuario y en especial, el fuerte impacto local que se observa en Antioquia, Bolívar, Boyacá, Cauca, Cesar, Córdoba, Nariño y Sucre. 2. La poca dinámica local del sector industrial en Antioquia, Atlántico, Boyacá, Norte de Santander, Quindío y Tolima. Debe destacarse que Antioquia y Quindío concentraron el 51% del ENT negativo del sector industrial.

En síntesis, cabe señalar que los departamentos que crecen por debajo o por encima de la media nacional lo hacen como resultado de factores locales que frenan o favorecen su desarrollo. Los efectos estructurales tienen poco peso como determinantes del crecimiento regional. Adicionalmente, mientras que algunos departamentos no muestran unas posibilidades claras de quiebre de la tendencia de crecimiento negativa en el mediano plazo, ya que registraron un efecto reasignación negativo, otros departamentos lograron un comportamiento satisfactorio en ese efecto, lo que hace pensar en un cambio de tendencia en el mediano plazo, si logran superar algunos factores locales adversos.

2. Análisis Shift-Share dinámico modificado –SSDM–

El análisis SSDM se aplicó teniendo en cuenta tres subperíodos: 1980–1985, 1985–1990 y 1990–1996. Esta herramienta permite tener una aproximación a la dinámica del crecimiento regional en el período de estudio. Siguiendo la metodología planteada, el efecto neto total será la suma de los ENT registrados en cada subperíodo.

De acuerdo con los resultados consignados en el Cuadro 3, el número de departamentos con ENT negativos es mayor al observado con el análisis SSM. En términos generales, los departamentos con comportamientos dinámicos, así como los de poco dinamismo, continúan siendo los mismos.

La gran ventaja del análisis SSDM es, precisamente, poder analizar la dinámica del ENT en el período de estudio (1980–1996). En primer lugar, se observa que el número de departamentos con ENT negativos aumenta a través de los años. Es así como se encontró que entre 1980 y 1985, 13 departamentos crecieron por debajo de la media nacional, entre 1985 y 1990 fueron 15, y, finalmente, entre 1990 y 1996 se aumentó el número a 17 departamentos.

Si se habla en términos de convergencia, es decir si el crecimiento de los departamentos se aleja o se acerca a la media nacional en el tiempo, al revisar la desviación estándar de los ENT departamentales en cada subperíodo, se encuentra que la desviación aumenta en el tiempo, especialmente entre 1990 y 1996. Lo anterior, permite concluir que, durante el período de estudio, las desigualdades

en el crecimiento departamental se incrementaron; es decir, con el tiempo los departamentos se fueron alejando, unos por encima y otros por debajo, de la media nacional.

**Cuadro 3 Análisis Shift-Share Dinámico Modificado –SSDM–
Aplicado al Valor Agregado Departamental en Colombia, 1980-1996**

Departamentos	Subperíodos (millones de pesos 75)			Total
	1980-1985	1985-1990	1990-1996	1980-1996
Antioquia	-2.222	-2.739	-7.507	-12.467
Atlántico	-2.008	-2.303	-3.483	-7.794
Bolívar	-1.002	-1.710	-316	-3.028
Boyacá	-1.927	-1.084	-1.525	-4.536
Caldas	285	-675	1.391	1.001
Caquetá	-262	373	12	123
Cauca	-632	1.176	-3.939	-3.395
Cesar	-1.052	-85	2.274	1.137
Córdoba	39	537	-3.092	-2.516
Cundinamarca	3.005	-487	2.146	4.664
Chocó	108	779	-1.531	-644
Huila	873	-308	-695	-131
La Guajira	4.723	3.175	-2.629	5.269
Magdalena	-666	-123	-364	-1.153
Meta	-173	2.149	320	2.297
Nariño	-86	-917	-1.042	-2.045
Norte de Sant.	183	-1.762	-2.446	-4.025
Quindío	-3.294	-1.151	-1.598	-6.042
Risaralda	1.003	1.163	-4.321	-2.156
Bogotá, D.C.	2.262	1.378	19.950	23.589
Santander	1.670	1.456	-4.386	-1.260
Sucre	-201	-677	-864	-1.742
Tolima	-1.803	-189	-1.136	-3.129
Valle del Cauca	-1.320	-4.477	7.841	2.043
Nuevos Deptos.	2.497	6.503	6.939	15.939
Desviación estándar	1.814	2.124	5.303	
Índice de Concentración de Herfindahl-Hirschman				
Índice HH en ENT Negativo	1.141	1.246	930	
Índice HH en ENT Positivo	1.709	1.855	3.109	

Nota: El índice de concentración de Herfindahl-Hirschman se calculó para determinar el grado de concentración de los ENT negativos y positivos en el país. En cualquiera de los dos casos, el índice se calculó como la sumatoria del cuadrado de las participaciones porcentuales de las diferentes entidades territoriales en los ENT totales, negativos o positivos, de acuerdo con el signo que ha registrado el ENT en cada departamento.

FUENTE: CÁLCULOS DEL AUTOR.

Adicionalmente, se estimó el índice de concentración de Herfindahl-Hirschman con el fin de analizar la distribución espacial de los ENT positivos y de los negativos¹⁰. Se determinó que se dio una desconcentración en los efectos negativos y una concentración en los positivos. En otras palabras, se puede afirmar que entre 1980 y 1996 el crecimiento que se dio por encima del promedio se concentró en unas entidades territoriales, mientras que el crecimiento inferior al promedio se distribuyó en un mayor número de entidades. Esta evidencia indica que en Colombia se presentó un proceso de crecimiento departamental desigual en este período.

En este proceso de concentración de los ENT positivos es importante destacar el papel que jugó Bogotá en el resultado final, especialmente entre 1990 y 1996. En efecto, Bogotá que venía de concentrar el 20% del ENT positivo durante el primer subperíodo y el 6% en el segundo subperíodo, concentró el 49% del ENT positivo en el último subperíodo.

Algunos resultados que vale la pena destacar del análisis dinámico son el continuo deterioro absoluto y relativo del crecimiento del departamento de Antioquia; los repuntes importantes que registraron los departamentos de Cesar y Valle en el último subperíodo; las caídas significativas que registraron los departamentos de La Guajira, Risaralda y Santander en el último subperíodo, luego de mantenerse en el grupo de los departamentos más dinámicos en los dos primeros; y el permanente crecimiento por encima de la media que presentaron los Nuevos Departamentos, aunque con menor fuerza en el último subperíodo.

En síntesis, el análisis SSDM refuerza los resultados arrojados por la metodología SSM y presenta nueva evidencia a favor de que en Colombia el crecimiento regional ha sido un proceso desigual en el período 1980 – 1996.

B. Análisis por regiones

1. Análisis Shift-Share modificado –SSM–

El análisis SSM por regiones contenida en el Cuadro 4 muestra que las regiones Caribe, Centro-Occidente, Centro-Oriente y Pacífica crecieron por debajo de la media nacional, mientras que la región Nuevos y Bogotá lo hicieron por encima de la media nacional. El efecto negativo total se concentró en las regiones Caribe –22%– y Centro-Occidente –49%–. Por su parte, Bogotá y la región Nuevos

¹⁰ El índice se calculó como la sumatoria del cuadrado de las participaciones porcentuales de las diferentes entidades territoriales en el efecto neto total negativo y positivo, según el caso de cada entidad.

Departamentos concentraron, respectivamente, el 46% y el 54% de los efectos netos totales positivos.

Los resultados confirman que el comportamiento del crecimiento regional en Colombia es, en su gran mayoría, resultado de factores regionales específicos. En el Cuadro 4, se puede observar que el efecto regional es el mayor componente del efecto neto total en el Caribe, Centro-Occidente, Nuevos y Bogotá. En las dos primeras tiene un efecto negativo y en las dos últimas positivo. En la región Pacífica el componente de mayor peso fue el estructural, mientras que en la región Centro-Oriente fue el de reasignación, en los dos casos negativamente. Esta relación se puede observar en el Gráfico 1, en donde se descomponen las tasas de crecimiento promedio regional de acuerdo a los tres efectos.

Cuadro 4 Análisis *shift-share* Modificado Aplicado al Valor Agregado por Regiones en Colombia, 1980-1996

Región	Efecto Neto Total (millones pesos 75)	Descomposición del ENT de acuerdo a los tres efectos que lo componen (millones de pesos del 75)		
		Estructura	Reasignación	Regional
Región Caribe	-10.191	-2.483	5.187	-12.895
Región Centro-Occidente	-22.724	-2.024	-1.515	-19.185
Región Centro-Oriente	-7.887	4.123	-8.115	-3.894
Región Pacífica	-5.874	-4.525	511	-1.860
Nuevos Departamentos	21.552	231	5.961	15.360
Bogotá	25.125	4.679	-2.027	22.474
Caribe sin Guajira	-18.735	-3.961	3.097	-17.872

FUENTE: CÁLCULOS DEL AUTOR.

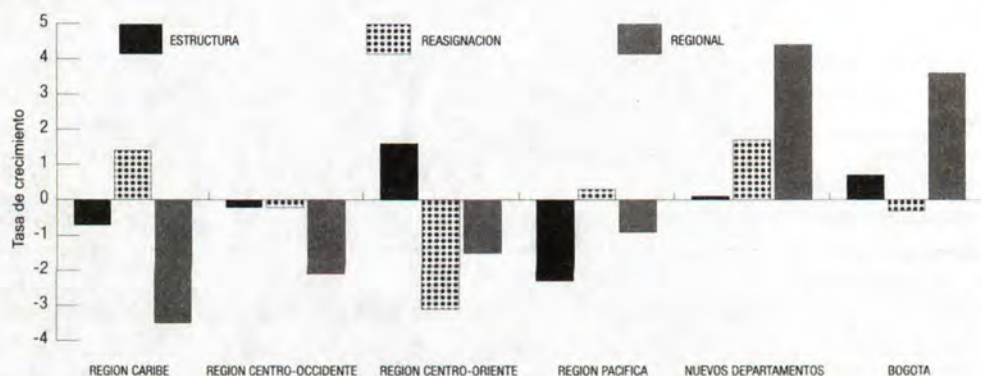
A pesar de los resultados negativos presentados por las regiones Caribe y Pacífica, el comportamiento positivo del efecto reasignación hace pensar que en el mediano plazo, una vez superadas las desventajas locales, podría presentarse un cambio en esta tendencia. No se puede decir lo mismo de la región Centro-Oriente y Centro-Occidente, donde se observa un efecto reasignación negativo. En Bogotá el efecto reasignación negativo indica que, a pesar del ENT positivo, se está presentado una reorientación del aparato productivo hacia sectores poco dinámicos; sin embargo, no pueden olvidarse los grandes impactos locales positivos que determinan el crecimiento en el Distrito Capital. Finalmente, la región Nuevos Departamentos muestra un comportamiento positivo en los tres efectos, lo que la convierte en una región líder.

Cuadro 5 Análisis del ENT regional en relación con el Efecto Crecimiento Nacional - ECN - y con el Valor Agregado -VA-, 1980-1996

Región	Efecto Neto Total (millones \$ 75)	Efecto Crecim. Nacional (millones \$ 75)	VA 1980 (millones \$ 75)	ENT/ECN (%)	ENT/VA 1980 %
Región Caribe	-10.191	56.879	77.972	-17,9	-13,1
Región Centro-Occid.	-22.724	83.007	113.789	-27,4	-20,0
Región Centro-Oriente	-7.887	82.594	113.222	-9,5	-7,0
Región Pacífica	-5.874	60.960	83.566	-9,6	-7,0
Nuevos Deptos.	21.552	13.776	18.885	156,4	114,1
Bogotá	25.125	73.458	100.699	34,2	25,0

FUENTE: ESTIMACIONES DEL AUTOR.

Gráfico 1 Descomposición de la tasa de crecimiento regional, 1980-1996.



FUENTE: CÁLCULOS DEL AUTOR.

El análisis del crecimiento regional en términos relativos con los dos indicadores desarrollados –ENT/ECN y ENT/PIB–, muestra que el ENT tiene un peso alto en la región Centro-Occidente y en la región Nuevos Departamentos, negativo en el primero y positivo en el segundo. El resultado en términos relativos arrojado por la región Caribe estaría en gran medida determinado por el departamento de La Guajira. Si se estiman los indicadores para la región Caribe excluyendo a ese departamento, se encuentra que el ENT negativo de la región es 34% del efecto crecimiento nacional y el 25% del valor agregado de 1980, convirtiéndose así en la región con el comportamiento más crítico (véase Cuadro 5).

Sobre el excelente desempeño, tanto absoluto como relativo, registrado por la región Nuevos Departamentos hay que señalar el poco peso relativo de esas economías en el total nacional. En efecto, el PIB de la región Nuevos Departamentos era sólo el 3,7% del nacional en 1980 y el 5,8% en 1996. Este no es el caso de Bogotá ya que sus importantes resultados, tanto absolutos como relativos, son más significativos si consideramos que el PIB de Bogotá fue el 20,6% del total nacional en 1980 y 22,8% en 1996.

El estudio sectorial nuevamente identifica a los sectores minería y financiero como los más dinámicos. Adicionalmente, el primero explica en un alto porcentaje el comportamiento positivo de la región Nuevos Departamentos y el segundo el ENT positivo del Distrito Capital. De otra parte, los sectores agropecuario e industrial continúan siendo los sectores menos dinámicos de la economía nacional.

2. Análisis Shift-Share dinámico modificado –SSDM–

Los resultados arrojados por el análisis SSDM, si bien en términos absolutos son inferiores a los arrojados por la metodología SSM, no muestran mayores diferencias relativas. Por un lado, muestra una concentración de los ENT positivos en las regiones Nuevos y Bogotá. De otra parte, concentra los ENT negativos en las regiones Caribe, Centro-Occidente, Centro-Oriente y Pacífica (véase Cuadro 6).

De nuevo los resultados ratifican las desigualdades espaciales del crecimiento regional en Colombia. Hay un incremento en la desviación estándar de los ENT entre los diferentes subperíodos, lo que muestra que cada vez más hay entidades territoriales que están creciendo por encima del promedio nacional, mientras que otras crecen por debajo.

El índice de concentración de Herfindahl-Hirschman muestra que hay una desconcentración en los efectos negativos, pues pasó de 5.405 en el primer subperíodo a 3.451 en el último, y una concentración en los efectos positivos, que de 3.342 en el primer subperíodo se elevó a 5.553 en el último. Ello debido a que al comienzo del período los ENT negativos estaban principalmente concentrados en la región Centro-Occidente, mientras que los positivos estaban igualmente distribuidos en las regiones Centro-Oriente, Nuevos Departamentos y Bogotá. Al final del período los ENT negativos estaban más distribuidos espacialmente, mientras los positivos se concentraron en Bogotá y los Nuevos Departamentos.

Por regiones, es significativo el deterioro de la región Centro-Occidente, que concentró a través del tiempo los mayores ENT negativos. Es decir, su crecimiento siempre se mantuvo por debajo de la media nacional durante todo el período. Este

resultado está directamente influenciado por los comportamientos de los departamentos de Antioquia y Quindío.

Adicionalmente, es importante resaltar el deterioro continuo que registró la región Caribe, aún si se incluye el departamento de La Guajira. En efecto, mientras que en el primer subperíodo el Caribe concentró sólo el 2,6% de los ENT negativos, en el segundo subperíodo alcanzaron a ser el 11,4% y en el último el 29,7%. Lo anterior muestra que entre 1980 y 1996 la brecha entre el nivel de crecimiento del Caribe y la Nación se amplió.

La región Pacífica registró una significativa recuperación en los seis primeros años de los noventa, ya que de mantener una participación cercana del 30% en los ENT negativos en los dos primeros subperíodos, pasó a conseguir en los últimos años el 4,7% de los ENT positivos. En este resultado influyó el buen resultado registrado por el departamento del Valle en esos años.

La región Centro-Oriente mostró, al igual que la Caribe, un continuo deterioro en sus niveles de crecimiento. Esta región pasó de registrar en el primer subperíodo una tasa de crecimiento por encima de la media nacional, a un crecimiento cada vez más alejado del promedio nacional.

Cuadro 6 ENT según Análisis *shift-share* Dinámico Modificado Aplicado al Valor Agregado por regiones en Colombia, 1980-1996. (Millones de pesos 75)

Región	Subperíodos			Total
	1980-1985	1985-1990	1990-1996	1980 - 1996
Región Caribe	-167	-1.186	-8.473	-9.827
Región Centro-Occidente	-4.227	-3.402	-12.035	-19.664
Región Centro-Oriente	2.001	-2.375	-8.042	-8.416
Región Pacífica	-1.930	-3.440	1.329	-4.041
Nuevos Departamentos	2.062	9.025	7.272	18.358
Bogotá	2.262	1.378	19.950	23.589
Desviación estándar	2.645	4.771	12.116	
Índice de Concentración de Herfindahl-Hirschman				
Índice HH en ENT Negativo	5.405	2.814	3.451	
Índice HH en ENT Positivo	3.343	7.702	5.553	

Nota: El índice de concentración de Herfindahl-Hirschman se calculó para determinar el grado de concentración de los ENT negativos y positivos en el país. En cualquiera de los dos casos, el índice se calculó como la sumatoria del cuadrado de las participaciones porcentuales de las diferentes entidades territoriales en los ENT totales, negativos o positivos, de acuerdo con el signo que ha registrado el ENT en cada departamento.

FUENTE: CÁLCULOS DEL AUTOR.

Conclusiones

El análisis *shift-share* del crecimiento regional señala que los factores locales son los que determinan el crecimiento regional en Colombia. En otras palabras, los factores específicos que determinan la competitividad local son los que explican la dinámica regional de crecimiento. Por ejemplo, el mayor crecimiento relativo de La Guajira y los Nuevos Departamentos se explica por la existencia de recursos mineros, y el de Bogotá y Cundinamarca por los procesos de aglomeración en torno al Distrito Capital.

En el análisis se observa cómo aquellos departamentos que tienen buenas perspectivas en un mediano plazo, es decir los que tuvieron un efecto reasignación positivo, son los que registran un incremento en la participación del sector minero en su producción total. Por el contrario, los departamentos con crecimientos inferiores a la media nacional y pocas proyecciones en el mediano plazo, mantienen una alta participación de los sectores agrícola e industrial en su aparato productivo.

En este trabajo se encontró evidencia empírica para afirmar que el crecimiento regional tuvo una alta concentración espacial entre 1980 y 1996. Lo anterior implica que en Colombia se produjo un crecimiento muy desigual: por un lado, existen algunas entidades territoriales que crecen por encima del promedio nacional, mientras que el mayor número de departamentos lo hacen por debajo de la media.

El análisis anterior permite afirmar que en políticas de desarrollo regional no basta con crear estrategias de apoyo a ciertos sectores o incrementar la inversión pública en determinadas zonas. La definición de una adecuada política de crecimiento regional en Colombia debe estar asociada al estudio de las ventajas o desventajas de localización que hacen que una región registre crecimientos superiores o inferiores a la media nacional. La estrategia debe orientarse a identificar los factores particulares que hacen que unas regiones sean más competitivas que otras.

Bibliografía

BARFF, R. D. And KNIGHT III, P. L., "Dynamic Shift-Share Analysis", *Growth and Change*, v. 19, n. 2, spring, 1988.

BENDAVID, Avrom, *Regional Economic Analysis for Practicioners: An Introduction to Common Descriptive Methods*, Praeger Publishers, USA, 1974.

BONET, Jaime y MEISEL, Adolfo, "La convergencia regional en Colombia: una visión de largo plazo, 1926 - 1995", *Coyuntura económica*, v. XXIX, n. 1, marzo, 1999.

BIRCHENALL, Javier y MURCIA, Guillermo, "Convergencia regional: una revisión del caso colombiano", *Desarrollo y sociedad*, n. 40, septiembre, 1997.

CÁRDENAS, Mauricio, PONTÓN, Adriana y TRUJILLO, Juan Pablo, "Convergencia y migraciones interdepartamentales en Colombia: 1950 - 1989", *Coyuntura económica*, v. 23, n. 1, abril, 1993.

CUADRADO, Juan R. MANCHA Tomás y GARRIDO, Rubén, *Convergencia regional en España: hechos, tendencias y perspectivas*, Fundación Argentaria-Visor Dis., España, 1998.

DANE, *Cuentas regionales de Colombia*, Información magnética, 1999.

DUNN, E. S., "A Statistical and Analytical Technique for Regional Analysis", *Papers Regional Science Association*, 6, pp. 97 - 112, 1960.

FIELDS, Gary and SCHULTZ, T.P., "Regional Inequality and Other Sources of Income Variation in Colombia", *Economic Development and Cultural Change*, April, 1980.

HARRIS, Thomas R. GILLBERG, C., NARAYANAN, R., SHONKWILER, S., and LAMBERT, D., "A Dynamic Shift-Share Analysis of Economic Impact the Nevada Economy", Technical Report UCED 94-06, University of Nevada, Reno, December, 1994.

MEISEL Roca, Adolfo, "Economía regional y pobreza: el caso del Caribe colombiano, 1950 - 1990", CERES - Universidad del Norte, Barranquilla, 1992.

MEISEL Roca, Adolfo, "Polarización o convergencia? A propósito de Cárdenas, Pontón y Trujillo", *Coyuntura económica*, v. 23, n. 2, julio, 1993.

MORA, John y SALAZAR, Boris, "Fábula y trama en el relato de la convergencia", *Boletín socioeconómico*, n. 27, CIDSE - Universidad del Valle, junio, 1994.

ROCHA, Ricardo y VIVAS, Alejandro, "Crecimiento regional en Colombia: ¿persiste la desigualdad?", *Revista de economía del Rosario*, v. 1, n. 1, enero, 1998.

STILWELL, F. J. B., "Regional Growth and Structural Adaptation", *Urban Studies*, 6, pp. 162 - 178, 1969.

THOUMI, Francisco E., "La estructura del crecimiento económico regional y urbano en Colombia: 1960 - 1975", *Desarrollo y sociedad*, enero, 1983.

Anexos

Anexo 1 Efecto Neto Total estimado con el método SSM por sectores y departamentos, 1980-1996 (Millones de pesos 75)

Sector															Tota Valor Agregado
Departamento	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	
Antioquia	-2,286	607	-2,408	-655	-126	-579	56	14	-53	-199	21	54	-72	198	-5,823
Atlántico	358	49	-535	-114	16	-61	-376	263	482	-42	-147	1,239	-36	97	999
Bolívar	223	0	-292	-11	-72	0	-58	30	208	-16	27	131	-7	96	68
Boyacá	-2,133	-112	-1,229	-22	92	-552	-198	106	-230	-34	0	901	-20	33	-3,464
Caldas	-2,291	2,834	210	-31	59	-384	-152	48	134	-14	12	71	-17	-74	551
Caquetá	-3,634	1,733	-556	-20	206	-427	-63	53	19	-14	-65	284	-25	-138	-2,372
Cauca	2,898	96	2,076	-437	-432	-538	442	301	522	-137	291	1,791	-48	654	6,170
Cesar	390		28	27	327	305	453	149	300	-11	104	570	-13	80	2,700
La Guajira	-2,329	-84	-345	-34	138	-161	-119	43	109	-70	-260	844	-59	-23	-2,303
Magdalena	-1,773	350	-2,027	73	15	-245	-563	333	263	-46	-495	-64	-36	120	-4,334
Meta	-764	-1	-6,562	-38	64	-938	-197	167	-313	-18	108	522	-16	95	-8,080
Nariño	-755	-5	-1,885	111	367	-133	-356	207	753	-29	105	675	-19	384	-1,348
Norte Sant.	-759	2	410	1,540	1,919	5,981	-96	1,725	19,453	2,021	-4,093	3,476	-95	6,358	25,125
Quindío	-868	-707	372	32	277	-528	-173	238	488	-119	-735	1,778	-74	5	-25
Risaralda	-2,508	-61	-167	-41	49	-187	468	-86	260	-12	-76	464	-16	94	-2,007
Bogotá, D.C.	-2,053	520	-2,102	-80	249	-595	-483	283	665	-88	-224	84	-53	265	-4,143
Santander	-1,224	178	-2,580	79	1,267	-542	-2,706	1,473	2,764	68	1,372	1,815	-131	1,533	299
Sucre	391	14,398	40	12	939	747	514	-20	442	-33	667	912	-19	208	18,784
Tolima	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Valle del C.	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Nuevos Dep.	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0

Nota:

1	Agropecuario, silvicultura pesca y caza	8	Comunicaciones
2	Minería	9	Bancos, seguros y servicios a las empresas
3	Industria manufacturera	10	Alquileres de vivienda
4	Electricidad, gas y agua	11	Servicios personales
5	Construcción y obras públicas	12	Servicios del gobierno
6	Comercio	13	Servicios domésticos
7	Transporte y almacenamiento	14	Menos: servicios bancarios imputados

FUENTE: CÁLCULOS DEL AUTOR.

**Anexo 2 Efecto Estructural estimado con el método SSM
por sectores y departamentos, 1980 - 1996 (Millones de pesos 75)**

Sector															Total Valor
Departamento	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	Agregado
Antioquia	-433	403	-2.283	123	190	-96	-620	410	1.688	34	-334	511	-61	708	-1,177
Atlántico	-793	1,040	-1,118	83	271	-69	-358	113	710	20	-201	597	-58	197	41
Bolívar	-1,279	2,964	-883	143	113	-68	-323	105	602	18	-131	602	-39	149	1,674
Boyacá	-1,002	117	-585	43	84	-47	-197	157	648	13	-86	235	-32	338	-988
Caldas	-375	0	-55	4	28	-12	-27	20	56	3	-8	154	-5	15	-233
Caquetá	-838	487	-646	8	48	-37	-87	23	306	10	-48	243	-22	75	-629
Cauca	-1,295	450	-115	12	31	-37	-70	40	295	7	-49	252	-18	198	-694
Cesar	-1,431	52	-147	12	38	-44	-161	58	333	10	-58	342	-28	224	-1,250
Córdoba	-2,889	2,753	-1,673	89	223	-123	-523	131	988	25	-232	447	-40	206	-1,031
Cundinamarca	-143	721	-27	0	22	-8	-11	122	169	2	-16	206	-5	32	1,000
Chocó	-1,001	3,053	-202	12	42	-36	-117	62	249	11	-69	388	-23	90	2,281
Huila	-263	1,639	-29	4	28	-10	-55	36	100	3	-16	80	-9	30	1,478
La Guajira	-848	407	-265	13	50	-37	-236	35	280	8	-97	349	-24	146	-511
Magdalena	-983	253	-159	4	40	-33	-99	20	374	10	-94	158	-13	190	-713
Meta	-1,116	272	-154	10	58	-38	-162	58	263	14	-93	248	-51	156	-848
Nariño	-767	862	-509	46	76	-45	-236	87	425	13	-130	515	-32	188	116
Norte Sant.	-648	5	-1,390	11	58	-48	-120	59	656	7	-51	166	-13	191	-1,499
Quindío	-727	52	-926	11	83	-46	-156	160	642	13	-97	225	-20	251	-1,040
Risaralda	-108	56	-7,257	217	726	-396	-1,651	3,522	9,650	244	-2,065	6,947	-183	5,022	4,679
Bogotá, D.C.	-1,696	4,771	-1,716	53	199	-102	-386	228	1,832	37	-235	439	-61	940	2,423
Santander	-677	272	-79	10	24	-20	-72	65	109	6	-29	95	-17	56	-370
Sucre	-1,886	548	-699	29	73	-72	-244	116	559	17	-125	634	-37	251	-1,340
Tolima	-2,688	1,128	-5,623	155	505	-254	-1,215	823	3,988	72	-639	1,405	-119	1,587	-4,048
Valle del C.	-967	2,013	-49	5	57	-30	-132	58	113	5	-66	219	-15	35	1,176
Nuevos Dep.	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0

Nota:

1	Agropecuario, silvicultura pesca y caza	8	Comunicaciones
2	Minería	9	Bancos, seguros y servicios a las empresas
3	Industria manufacturera	10	Alquileres de vivienda
4	Electricidad, gas y agua	11	Servicios personales
5	Construcción y obras públicas	12	Servicios del gobierno
6	Comercio	13	Servicios domésticos
7	Transporte y almacenamiento	14	Menos: servicios bancarios imputados

FUENTE: CÁLCULOS DEL AUTOR.

**Anexo 3 Efecto Reasignación estimado con el método SSM
por sectores y departamentos, 1980-1996 (Millones de pesos 75)**

Sector															Total Valor
Departamento	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	agregado
Antioquia	-5,758	3,357	-25	-412	150	469	-340	-2,340	-50	303	-1,077	56	-560	0	-6,227
Atlántico	-401	1,092	-90	-119	57	374	-165	-1,081	-15	208	-240	26	-448	0	-802
Bolívar	-556	396	-57	-221	35	175	14	-349	-9	87	-311	24	-40	0	-813
Boyacá	-2,245	547	-118	-63	35	108	-65	-372	-9	47	-317	21	-53	0	-2,485
Caldas	-78	241	-30	-40	20	97	-43	-303	-6	40	17	14	-190	0	-262
Caquetá	0	50	-3	-18	5	14	-6	4	-1	1	-67	2	10	0	-9
Cauca	-458	339	-5	-17	22	45	9	-225	-5	18	-26	9	-40	0	-336
Cesar	817	11	-8	-11	20	36	-15	-153	-3	17	-127	7	-138	0	453
Córdoba	688	109	-8	-5	24	61	-25	-197	-4	25	-151	12	-167	0	361
Cundinamarca	-2,283	277	-76	-137	57	148	-18	-500	-11	68	-33	18	2	0	-2,488
Chocó	-675	25	0	-14	4	3	-113	-158	-1	9	-103	2	-27	0	-1,049
Huila	-2,283	110	20	8	11	51	-26	-16	-5	21	-183	9	12	0	-2,272
La Guajira	2,000	28	11	-12	1	17	-19	-47	-1	3	-4	4	-8	0	1,973
Magdalena	-401	190	-7	-12	15	141	8	-77	-4	36	-174	10	-58	0	-333
Meta	742	46	0	2	9	0	21	-171	-4	28	-19	6	-102	0	557
Nariño	-265	87	-7	-19	18	65	-27	-139	-6	49	-36	23	-102	0	-360
Norte Sant.	-580	388	-18	-36	22	124	18	-208	-6	76	-284	14	-93	0	-582
Quindío	-4	1,178	-8	-24	32	56	-1	-451	-3	12	-29	6	-99	0	665
Risaralda	-46	500	3	-16	20	81	-57	-251	-6	29	-43	8	-80	0	144
Bogotá, D.C.	-46	2,184	4	-229	84	580	-1,886	-2,308	-91	988	-3,332	66	-1,852	0	-5,838
Santander	-4,326	485	-24	-79	48	147	-94	-1,015	-17	128	-30	27	-583	0	-5,331
Sucre	-255	43	-8	-9	11	-10	-61	-19	-3	15	3	7	-16	0	-302
Tolima	-243	455	-20	-19	37	121	-12	-217	-8	58	-331	18	-103	0	-263
Valle del C.	-877	2,024	-71	-164	111	625	-202	-1,902	-30	153	-545	52	-680	0	-1,508
Nuevos Dep.	4,380	11	-2	34	3	7	-41	11	-2	-15	-12	7	19	0	4,399

Nota:

1	Agropecuario, silvicultura pesca y caza	8	Comunicaciones
2	Minería	9	Bancos, seguros y servicios a las empresas
3	Industria manufacturera	10	Alquileres de vivienda
4	Electricidad, gas y agua	11	Servicios personales
5	Construcción y obras públicas	12	Servicios del gobierno
6	Comercio	13	Servicios domésticos
7	Transporte y almacenamiento	14	Menos: servicios bancarios imputados

FUENTE: CÁLCULOS DEL AUTOR.

**Anexo 4 Efecto Regional estimado con el método SSM
por sectores y departamentos, 1980 - 1996 (Millones de pesos 75)**

Sector															Total Valor agregado
Departamento	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	
Antioquia	-1,212	-1,012	-6,857	808	-696	-1,601	-442	622	32	-372	-218	-151	-46	960	-12,105
Atlántico	-106	-147	-2,216	-429	-478	-1,329	-1,875	202	-970	-86	-1,363	24	-26	-301	-8,499
Bolívar	-1,214	277	265	-246	-1,418	-528	-488	262	72	-58	-128	-196	-22	256	-3,678
Boyacá	-1,638	-111	-2,072	-680	-176	-546	272	-26	-284	-208	106	-230	-54	102	-5,750
Caldas	1,062	10	-191	-128	-28	-33	-276	149	137	-50	-101	987	-18	-51	1,570
Caquetá	495	0	-286	-13	-81	7	-44	16	149	-17	33	45	-4	72	227
Cauca	-1,767	-141	-923	-24	62	-537	-156	74	-311	-39	31	684	-7	-2	-3,052
Cesar	-1,634	1,567	313	-35	39	-367	-118	23	-7	-19	44	-54	-6	-134	-120
Córdoba	-3,008	993	-518	-25	173	-407	38	21	-117	-20	-32	93	-8	-196	-2,622
Cundinamarca	5,099	-374	3,471	-450	-519	-472	817	187	35	-150	455	1,377	-26	446	9,005
Chocó	521	-203	-140	2	-64	-6	16	-165	-327	-20	-42	-32	-6	-43	-423
Huila	-1,160	-74	-323	333	390	302	-70	26	510	-28	124	14	-7	237	-202
La Guajira	10	4,373	-165	164	13	218	64	3	18	-12	65	264	-5	33	4,977
Magdalena	100	-142	-874	-11	147	54	-690	92	306	-21	48	-53	-10	76	-1,131
Meta	-1,221	1,268	141	23	285	328	552	109	97	-16	170	431	-5	-8	2,169
Nariño	-1,795	-91	-277	-37	99	-140	-21	13	-15	-77	-216	632	-31	-78	-1,880
Norte de Sant.	-1,421	68	-1,906	45	-25	-221	-450	228	47	-53	-440	-295	-17	25	-4,469
Quindío	-399	-1	-6,350	-41	30	-922	-134	109	-518	-22	147	385	-9	4	-7,729
Risaralda	-337	-11	-1,459	97	300	-107	-281	104	362	-36	173	493	-7	212	-921
Bogotá, D.C.	-756	-7	5,484	1,318	1,421	6,293	976	90	12,110	1,868	-3,017	-139	22	3,188	22,474
Santander	189	-1,153	1,603	3	157	-475	66	104	-330	-140	-629	1,370	-40	-352	1,078
Sucre	-2,284	-78	-131	-43	33	-178	550	-90	170	-16	-62	367	-6	54	-1,821
Tolima	-978	215	-1,858	-89	195	-560	-360	179	322	-97	-157	-219	-34	117	-3,557
Valle del C.	465	-73	1,019	-5	925	-399	-2,116	852	678	26	1,858	955	-64	626	3,495
Nuevos Dep.	1,075	8,005	79	9	849	774	639	-36	318	-36	748	705	-11	153	12,964

Nota:

1	Agropecuario, silvicultura pesca y caza	8	Comunicaciones
2	Minería	9	Bancos, seguros y servicios a las empresas
3	Industria manufacturera	10	Alquileres de vivienda
4	Electricidad, gas y agua	11	Servicios personales
5	Construcción y obras públicas	12	Servicios del gobierno
6	Comercio	13	Servicios domésticos
7	Transporte y almacenamiento	14	Menos: servicios bancarios imputados

FUENTE: CÁLCULOS DEL AUTOR.

Recomposición del empleo industrial en Colombia, 1974-1996*

LUIS ARMANDO GALVIS APONTE**

Introducción

EN EL CRECIMIENTO Y LA DIFERENCIACIÓN regional influyen factores como las ventajas comparativas, que pueden provenir de una mayor dotación relativa de recursos, fácil acceso a los insumos o menores precios de los factores productivos. Desde esta óptica, en el estudio de los determinantes del crecimiento y la diferenciación regional cobra importancia la identificación de sus fuentes de crecimiento.

El presente trabajo analiza el comportamiento del empleo manufacturero colombiano. Se estudia la especialización en las áreas metropolitanas y los elementos, de carácter nacional y regional, que han incidido en el comportamiento del empleo manufacturero utilizando el método *Shift-Share*, durante el período 1974-1996.

La elección del período de estudio se realiza teniendo en cuenta que se necesitan períodos de tiempo amplios para capturar adecuadamente los efectos del cambio estructural que afecta a uno de los elementos de la descomposición realizada a partir de la metodología SS. La subdivisión no muestra cambios sustanciales en períodos cortos.

Los resultados muestran que el crecimiento del empleo manufacturero está explicado principalmente por factores locales de que afectan la competitividad regional. En el área metropolitana de Bogotá es donde se concentra el mayor aumento en el empleo, creciendo por encima de la influencia nacional y de ciudades

* El autor agradece los comentarios y sugerencias de Adolfo Meisel, Harvy Vivas, Joaquín Viloria de la Hoz y Jaime Bonet a versiones preliminares de este documento.

** Economista del departamento de Estudios Económicos del Banco de la República, Cartagena. Email: lgalviap@banrep.gov.co

como Medellín, Cali, Barranquilla, Cartagena, Manizales, Pereira y Bucaramanga, que por efectos de competitividad no han tenido gran capacidad de generación de empleo manufacturero. Ello ha originado un notorio dualismo entre la generación de empleo en Bogotá, frente al del resto de áreas metropolitanas, fortaleciéndose la primacía urbana de la capital.

Estructura de la industria manufacturera

La producción y el empleo manufacturero colombiano se concentran en un 85% y 90%, respectivamente, en cuatro de las ocho principales áreas metropolitanas (Bogotá, Medellín, Cali y Barranquilla). En 1996 Bogotá produjo el 37% del valor agregado y generó el 40% de los empleos de las ocho principales áreas metropolitanas. Le sigue la industria de Medellín, con 23% y 26.8%; Cali, con 18.6% y 14%; y Barranquilla con 7.8% y 7.7%, respectivamente.

Examinando los subsectores de la industria en dichas ciudades, se encuentra que en Bogotá los textiles (321), alimentos (311) y químicos (352), son los más importantes en la generación de empleo. En Medellín se presenta una especialización hacia los textiles (321) y las confecciones (322). En Cali predomina el sector productor de alimentos (311) y químicos (352). Mientras que en Barranquilla se genera el mayor número de empleos en los sectores de alimentos (311) y confecciones (322)¹.

Algunas características que permiten diferenciar las industrias en las áreas metropolitanas surgen de la comparación del uso de los factores productivos. Tomando como indicador de la intensidad de capital en la industria, a la relación consumo de energía eléctrica, CEE, por empleado, se encuentra que es Cartagena quien ocupa el primer lugar, seguido de Barranquilla. La industria de Cartagena se especializa en la producción petroquímica (CIU 351), que es intensiva en capital. Esta conclusión se corrobora al examinar la relación CEE por unidad de valor agregado generado, donde Cartagena aparece con un índice que duplica el promedio de las áreas consideradas (ver Cuadro 1).

En Bogotá se consume el menor número de Kwh por empleado y por unidad de valor agregado, explicado esto porque los principales subsectores son intensivos en el factor trabajo. Las demás áreas se mantienen cerca del índice promedio de intensidad.

1 Según información de la Encuesta Anual Manufacturera 1996.

Cuadro 1 La industria manufacturera en las principales áreas metropolitanas, 1996.

Variables	B/quilla	Bogotá	B/manga	Cali	C/gena	Medellín	Manizales	Pereira	Total 8 áreas
Personal Ocupado (# empleados) (1)	39,426	205,461	15,260	73,377	10,652	135,990	13,544	13,724	507,434
Remuneración (Millones \$) (2)	243,048	1,478,303	77,040	614,912	135,295	968,250	85,126	86,840	3,688,815
Producción Bruta (Millones \$)	2,089,054	9,218,758	646,488	4,292,532	1,824,513	5,974,205	526,130	799,595	25,371,274
Valor Agregado (Millones \$) (3)	916,498	4,339,872	242,991	2,174,975	685,713	2,718,405	253,449	317,150	11,649,052
Consumo Energía Eléct. (Millones Kwh) (4)	693,989	1,242,633	116,411	1,227,050	694,603	1,543,608	145,220	168,141	5,831,655
V. A. / P.O. (3)/(1)	23,246.00	21,122.60	15,923.40	29,641.10	64,374.10	19,989.70	18,713.00	23,109.20	22,956.80
CEE / P.O. (4)/(1)	17,602.30	6,048.00	7,628.50	16,722.50	65,208.70	11,350.90	10,722.10	12,251.60	11,492.40
CEE / V.A. (4)/(3)	0.76	0.29	0.48	0.56	1.01	0.57	0.57	0.53	0.5
Rem / P.O. (2)/(1)	6,164.70	7,195.10	5,048.50	8,380.20	12,701.40	7,120.00	6,285.20	6,327.60	7,269.50

FUENTE: CÁLCULOS DEL AUTOR.

Nota metodológica

El modelo *Shift-Share*, SS, es una herramienta basada en un análisis descriptivo que permite descomponer el crecimiento de un agregado en tres elementos: el efecto nacional², el efecto estructural y el efecto regional. La suma de los dos primeros componentes se conoce como "crecimiento hipotético" y tiene su origen en factores exógenos.

² En algunos casos este componente hace alusión a un área de referencia que no necesariamente es una nación.

³ H.S., Perloff, E.S., Dunn, E.E., Lampard, Jr. And Muth, R.F., *Regions, Resources and Economic Growth*. University of Nebraska Press, Lincoln, Nebraska, 1960.

⁴ E.S., Dunn, "A Statistical and Analytical Technique for Regional Analysis", *Papers and Proceedings of the Regional Science Association*, 6, 1960

La formulación inicial de la metodología fue hecha por Perloff et.al., pero teniendo en cuenta solo dos componentes: el efecto total y el regional.³ Posteriormente Dunn introdujo el efecto estructura⁴, conformando el modelo SS tradicional. La utilización analítica de la técnica se realizó en 1969 cuando Brown, a partir de una crítica a ésta, la empleó para hacer un análisis de la dinámica de crecimiento regional entre 1950 y 1960.⁵

En el análisis tradicional, el efecto nacional indica cuál habría sido el comportamiento del agregado si hubiese crecido a la tasa media nacional o del área en referencia. El efecto estructural da una medida del comportamiento del agregado si se hubiese conservado la estructura inicial. Y el efecto regional, que se obtiene como la diferencia entre el crecimiento hipotético y el efectivo, será entonces el crecimiento que se explica por los demás factores, asumiendo éstos como los elementos propios de cada región.

A nivel teórico estos factores pueden provenir de diferentes fuentes; la existencia de efectos regionales negativos puede tener origen en una deficiente dotación relativa de factores productivos, la propia estructura productiva regional y sus encadenamientos a través de las relaciones insumo-producto, y otros elementos menos tangibles como el clima empresarial, el bajo nivel de formación de la mano de obra, etc., que les impide a las regiones crecer en la generación de valor agregado y de empleo industrial.

En la misma teoría económica aparecen planteamientos referidos al crecimiento de las regiones, en donde se coloca al sector exportador como el motor de crecimiento económico regional. Así pues, se resalta el éxito de la base exportadora como un factor determinante del crecimiento regional⁶. Igualmente, se plantea la existencia de elementos favorables al aprovechamiento de externalidades positivas que favorecen un mayor crecimiento económico y del empleo (y viceversa). Las referencias teóricas al respecto apuntan hacia los planteamientos de las economías externas y teorías de la localización industrial, retomadas por Krugman a partir de la tradición marshalliana.⁷

5 H. J., Brown, "Shift and Share Projections of Regional Economic Growth: An Empirical Test", *Journal of Regional Science*, # 9, 1969.

6 D., North, "Location Theory and Regional Growth", *Journal of Political Economy*, Vol. LXIII, No.3, June, 1955. Citado por A., MEISEL, "¿Por qué perdió la Costa Caribe el siglo XX?". En H., Calvo, y A., Meisel, *El rezago económico de la Costa Caribe*, Banco de la República, Fundesarrollo, Universidad del Norte, Universidad Jorge Tadeo Lozano, Cartagena, 1999.

7 P., Krugman, *Geography and Trade*, MIT Press, Cambridge, England, 1991.

A. Modelo *Shift-Share*

La metodología SS ha sido aplicada principalmente al análisis del empleo, sin embargo, se ha utilizado también el valor agregado, productividad, ingresos brutos y salarios.⁸

Tomando como referencia el trabajo de Polèse⁹, que desarrolla un marco analítico de SS tradicional, consideremos el crecimiento hipotético del empleo en la región j como la sumatoria del producto del empleo inicial de cada sector i , E_{ij}^0 , por la tasa de crecimiento del empleo de ese sector a nivel nacional, r_i :

$$H_j = \sum_{i=1}^n (E_{ij}^0 r_i) \quad (1)$$

En donde n corresponde al número de sectores de la economía y m es el número de regiones.

El componente regional, R_j , resulta de restarle el crecimiento hipotético al crecimiento observado, O_j :

$$R_j = O_j - H_j \quad (2)$$

El componente regional es un índice del dinamismo de las economías locales, j , pues mide los diferenciales de crecimiento que son endógenos, y que son resultado de las ventajas comparativas o competitivas.¹⁰

Este componente también puede ser calculado como el producto del empleo inicial, por el diferencial de tasas de crecimiento sectorial de cada región con respecto a la nación. Es decir:

$$R_j = \sum_{i=1}^n E_{ij}^0 (r_{ij} - r_i)$$

De tal forma, si R_j es positivo, es porque existen sectores con mayor crecimiento en la región j que en el promedio nacional. Este efecto ha sido denominado por algunos autores "componente de competitividad".¹¹

8 A., Bendavid, *Regional Economic Analysis for Practitioners. An Introduction to Common Descriptive Methods*, Praeger Publishers, New York, 1974.

9 M., Polèse, *Economía urbana y regional. Introducción a la relación entre territorio y desarrollo*, Editorial Tecnológica de Costa Rica. Cartago, Costa Rica, 1998.

10 *Ibid.*

11 Haynes, et. al., "Estimating Sources of Regional Manufacturing Productivity Using Shift-share Extensions", Prepared for the Regional Science Association 37th European Congress, August 26-29, Rome, Italy, 1997. Harris, et. al., "A Dynamic Shift-Share Analysis of the Economic Impact Report the Nevada Economy", *Technical Report UCED 94-06*, University of Nevada, Reno, 1994.

La descomposición del crecimiento hipotético en efecto nacional, N_j , y efecto estructural, S_j , puede obtenerse como:

$$H_j = N_j + S_j \quad (3)$$

$$H_j = \sum_{i=1}^n (E_{ij}^0 r_0) + \sum_{i=1}^n [E_{ij}^0 (r_i - r_0)] \quad (4)$$

donde r_0 representa la tasa de crecimiento nacional (m regiones) del conjunto de actividades económicas o subsectores:

$$r_0 = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^m E_{ij}^1}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^m E_{ij}^0} - 1$$

Así mismo, r_i representa la tasa de crecimiento del empleo en el sector i entre t_0 y t_1 , para la economía en su conjunto:

$$r_i = \frac{\sum_{j=1}^m E_{ij}^1}{\sum_{j=1}^m E_{ij}^0} - 1$$

Con ello, $(r_i - r_0)$ equivale al mayor (menor) crecimiento del empleo en el sector i , con respecto al crecimiento total nacional, explicado principalmente por una mayor concentración de la actividad productiva en sectores con tasas de crecimiento superiores (inferiores).

El efecto estructural recoge los diferenciales existentes entre una región y el promedio nacional, originados en la mayor especialización productiva regional. De esta manera, una región puede experimentar crecimientos debido a que su actividad productiva está concentrada o especializada en sectores que presentan un crecimiento por encima del nacional.

En el componente estructural, el empleo industrial del año base es ponderado por las desviaciones del crecimiento de cada subsector, frente al crecimiento promedio nacional. De esta manera, si todos los sectores crecen a la misma tasa

que el total nacional, el efecto estructural será cero. Es decir, que el crecimiento en el empleo de la región no se explicaría por la conformación estructural que presente la región analizada.

El crecimiento efectivo del empleo en la región j será el resultado de los tres efectos:

$$O_j = N_j + S_j + R_j$$

$$O_j = \sum_{i=1}^n (E_{ij}^0 r_0^i) + \sum_{i=1}^n [E_{ij}^0 (r_i - r_0^i)] + \sum_{i=1}^n E_{ij}^0 (r_{ij} - r_i^i) \quad (5)$$

Es importante anotar que en cada uno de los componentes se puede observar la estructura sectorial, y se puede inferir cuáles sectores han sido más importantes en el efecto regional, el nacional y el estructural, lo cual va a ser de gran relevancia para efectos de política económica, pues podrán identificarse los sectores líderes en la generación de empleo en cada una de las regiones.

A fin de tener en cuenta no solo la variación entre dos puntos en el tiempo, sino toda la evolución a lo largo del período se realizó una modificación a la metodología original, adaptando el análisis *shift-share* dinámico. En este último se realizan los cálculos año a año y se hallan los resultados netos como la suma de los efectos anuales.¹²

Adicionalmente, se sugirió que el análisis SS no consideraba la existencia de cambio estructural, al referirse únicamente a la estructura de la variable en el período inicial, por lo cual Stilwell realizó una medición del cambio estructural planteándose el análisis *shift-share* modificado.¹³ Stilwell “sugirió invertir el efecto estructural restando el crecimiento esperado en el empleo, dado por el efecto estructural al inicio del período, del crecimiento del empleo que se esperaría dado un crecimiento estructural al final del período”.¹⁴

De acuerdo con Cuadrado (1998), para cuantificar el cambio estructural se calcula S_j del SS tradicional¹⁵, adicionalmente se calcula lo que se denomina el

12 J.R., Cuadrado, et. al., *Convergencia regional en España. Hechos, tendencias y perspectivas*, Fundación Argentina, España, 1998.

13 F.J.B. Stilwell, “Regional Growth and Structural Adaptation”, *Urban Studies*, 6, 1969.

14 R.A., Barff, P.L., Knighth III, “Dynamic Shift-Share Analysis”, *Growth and Change*, Vol 19, No 2, University of Kentucky, 1988, p. 2, Traducción propia.

15 En la notación de Cuadrado se utiliza el efecto Nacional (R) el efecto proporcional (P) y el diferencial (D), que en la notación aquí utilizada equivalen respectivamente a N_j , S_j y R_j .

efecto estructural inverso, S'_j , que es S_j , pero utilizando la composición de la variable en el período final. La diferencia entre S_j y S'_j capta la importancia del cambio estructural en el comportamiento de la variable y se denomina *efecto reasignación*, SM .

En el SM se encuentran índices de la especialización regional en la medida que, si SM es positivo, hay una especialización hacia los sectores con mayor dinamismo y viceversa. Su formulación matemática viene dada por la expresión:

$$SM_j = \sum_{i=1}^n E_{ij}^I \left(\frac{\left(\frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^m E_{ij}^O}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^m E_{ij}^I} \right) - \left(\frac{\sum_{j=1}^m E_{ij}^O}{\sum_{j=1}^m E_{ij}^I} \right)}{\left(\frac{\sum_{j=1}^m E_{ij}^I}{\sum_{j=1}^m E_{ij}^O} \right) - \left(\frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^m E_{ij}^I}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^m E_{ij}^O} \right)} \right) \quad (6)$$

El efecto nacional, al igual que en el análisis tradicional, puede ser expresado como:

$$N_j = \sum_{i=1}^n \left(E_{ij}^O \left(\frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^m E_{ij}^I}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^m E_{ij}^O} - 1 \right) \right) \quad (7)$$

La diferencia entre la variación observada y N , da como resultado el Efecto Neto, que nos dice si la región creció por encima de la influencia nacional, o por debajo. El efecto regional, diferencial, o efecto competitividad, de la misma forma que en el análisis SS tradicional, resulta de la diferencia entre el crecimiento observado y la suma de SM_j y N_j .

El análisis SS ha sido aplicado al estudio del impacto de decisiones de política económica, cambios migratorios, cambios en la composición ocupacional por sexos, productividad de la mano de obra regional, cambios regionales en el crecimiento del empleo, entre otros.¹⁶ Para el caso de la producción, se tiene el problema de que la técnica analiza conjuntamente el crecimiento en el producto y en la productividad. Las referencias encontradas se ocupan principalmente del tratamiento del empleo, como un índice que capta las transformaciones no solo en la generación de producto, sino en la generación de ingreso o capacidad de gasto en las regiones.

¹⁶ K., Haynes, et. al. *Op. Cit.*

Aún así, considerando aplicaciones a la variable empleo, el modelo SS tradicional, tiene limitaciones en tanto no toma en cuenta la estructura demográfica o el nivel de participación laboral. Bajo estas condiciones, “Una región con un bajo crecimiento poblacional y fuerza laboral similar al área en referencia mostrará un crecimiento más bajo que el esperado en el empleo (decrece), en un período de tiempo”¹⁷, alterándose las relaciones estimadas en el análisis SS.

Como respuesta a las críticas originadas en el hecho de que las variaciones en la producción pueden ser simplemente el resultado de cambios en la productividad, Rigby y Anderson (1993) adaptaron la metodología para captar ese efecto, empleando la función de producción Cobb-Douglas para estimar la productividad total de los factores¹⁸.

Pese a todas las críticas formuladas al modelo, la sencillez del cálculo hace que esta técnica tenga ya más de tres décadas de ser utilizada por economistas, geógrafos, y analistas regionales, y que aún se encuentren referencias actuales sobre la metodología de *Shift-Share*.

B. Coeficiente de Localización

El coeficiente de localización, LQ, es un índice comúnmente usado para medir la especialización relativa de algunos sectores con respecto a la economía nacional:

$$LQ_j = \frac{E_{ij}^r / \sum_{i=1}^n E_{ij}^r}{E_i^N / \sum_{i=1}^n E_i^N} \quad (8)$$

El numerador es la participación del sector i en el empleo regional y el denominador es la participación de ese sector en el empleo nacional.

Si en un sector LQ es mayor que la unidad, la industria regional está más especializada en ese sector que la nación como un todo; si es menor que la unidad, la especialización regional es menor que la nacional; y si es igual a la unidad la especialización es similar tanto en la región como en el total nacional.

17 *Ibid.* Traducción propia.

18 D.L., Rigby, W.P., Anderson, “Employment Change, Growth and Productivity in Canadian Manufacturing: An Extension and Application of Shift-share Analysis”, *Canadian Journal of Regional Science*, XVI:1, 1993. En Quiangsheng, et.al. (1997) y en Dinc, et.al., (1998), se presenta una extensa revisión de las distintas formulaciones y complementos realizados al modelo SS desde sus inicios.

Partiendo del supuesto de uniformidad en los patrones de consumo y de productividad entre regiones, un resultado en LQ superior a la unidad se interpreta como una contratación de mano de obra mayor que el promedio nacional para ese sector, por ello se asume que dicho sector está produciendo una mayor cantidad de bienes y servicios de los que se consumen localmente. De esta manera la industria local estaría exportando bienes y servicios, ya sea a otras regiones o a otros países, generando ingresos adicionales a la economía regional.

Por el contrario, si LQ es menor que la unidad, significa que la región consume bienes y servicios producidos fuera de su área, lo cual la convierte en una región importadora neta.

Análisis *shift-share* y localización industrial

Remitiéndose a la aplicación del análisis SS en Colombia, se encuentra que en 1984 Bert Helmsing desarrolló un análisis de la división regional del empleo manufacturero para el período 1945-1980, a partir del modelo SS tradicional.¹⁹ El autor dividió el período de análisis en tres y encontró que entre 1945-1958 el crecimiento del producto industrial estuvo ligado a la producción de bienes de primera necesidad, vinculados con la demanda interna. En este período el crecimiento industrial del Valle se situó por encima del promedio nacional, debido principalmente a que la localización de Cali se hizo más atractiva, a raíz de la consolidación de Buenaventura como principal puerto del país. En el siguiente período, 1958-1967, la inversión extranjera ganó importancia con respecto a la nacional y se fortaleció la producción de bienes de consumo duradero, productos intermedios y bienes de capital.

Antioquia y Cundinamarca experimentaron un decaimiento relativo explicado por los textiles, en el primer caso, y las bebidas, tabaco y prendas de vestir, en el segundo. En contraste, el departamento del Valle continuó con el auge industrial que inició en el período anterior y se fortaleció la producción en sectores intermedios.

En el período 1967-1980 se buscó una reorientación hacia los mercados externos, patrocinada ésta por las reformas que se presentaron a partir de 1968

19 B., Helmsing, "División regional del trabajo en la industria colombiana, 1945-1980 ¿estabilidad o cambio?", *Desarrollo y sociedad*, No. 14, mayo, CEDE-Universidad de los Andes, Bogotá, 1984.

(flexibilización del tipo de cambio, liberalización de las importaciones, incentivos fiscales para las exportaciones, etc.). Regionalmente se encuentra que hay una centralización de la producción en Bogotá, quedándose rezagados paulatinamente Valle y Antioquia, y más aún Atlántico, que ya había perdido el liderazgo portuario, motor de su crecimiento económico.

En el presente trabajo se realiza un análisis del crecimiento del empleo industrial durante el período 1974-1996, para complementar los resultados encontrados por Helmsing en términos de la aplicación empírica del modelo SS y a su vez para presentar una síntesis de las innovaciones que se han incorporado a la metodología tradicional.

En general se encuentran cambios importantes con respecto a los resultados encontrados por Helmsing, en tanto sus cálculos muestran que, además de los efectos regionales, el efecto composición (estructura industrial) es también un elemento importante en la explicación del crecimiento industrial²⁰.

Se realizaron cálculos por sub-períodos, pero los resultados no fueron concluyentes en tanto que desde la década de 1970 hasta el período de apertura, la estructura no se modificó significativamente. Se encontró que los índices de especialización no presentaron un comportamiento dinámico, por lo que se puede inferir que en la industria colombiana el proceso de cambio estructural es un fenómeno lento, caracterizado por presentar ciertas inercias en su evolución.

En este sentido, Cuervo plantea que entre 1945 y 1973 la composición de la producción industrial sufrió profundas transformaciones, en donde se fortalecieron los sectores de bienes intermedios, de capital y de consumo duradero, pero que en los últimos veinte años *“esa composición se ha mantenido inalterada, motivando a los especialistas a hablar de un estancamiento estructural”*.²¹

Así pues la indagación sobre la existencia del cambio estructural debe ser abordada bajo una perspectiva de largo plazo, y dado que uno de los componentes de la descomposición captura los efectos ese cambio, se hizo énfasis en el resultado encontrado para todo el período de estudio.

A. Resultados generales

En el Cuadro 2 se presentan los resultados del análisis SS sobre el empleo manufacturero en las principales áreas metropolitanas. Se concluye que en el efecto

20 Vale la pena aclarar que Helmsing toma como base la producción manufacturera (y no el empleo) para la aplicación del método SS.

21 L.M., Cuervo, L.J., Gonzalez, *Industria y ciudades en la era de la mundialización. Un enfoque socioespacial*, Tercer Mundo editores, Bogotá, 1997. p. XXII.

neto (diferencia entre el crecimiento efectivo y el efecto nacional), las cifras de Bogotá y Manizales son positivas, siendo éstas zonas las únicas que crecen por encima del promedio nacional. Las demás zonas muestran un crecimiento por debajo de la influencia nacional, asociado ésto a factores regionales, principalmente.

Examinando la correlación entre los coeficientes de localización y los efectos estructurales y regionales, se encuentra que existe una asociación negativa entre éstos. Se concluye entonces que la especialización que se presentó (principalmente en 1974) en las áreas metropolitanas estuvo dirigida a sectores que durante el período 1974-1996 perdieron dinamismo, tanto nacional como regionalmente.

Del análisis SS se deriva que sólo en el caso de Medellín los efectos netos negativos son explicados significativamente por el componente estructural. En este caso la fabricación de textiles (321) y prendas de vestir (322) se han consolidado como los más importantes para la generación de empleo y precisamente esa especialización en un sector que no ha presentado un crecimiento dinámico en el país, ha determinado el declive en el número de empleados (ver Anexo 6).

Ahora bien, si se examina el modelo SSM, se encuentra que en Medellín, el efecto proporcional modificado o efecto reasignación, SM, es positivo. Esto quiere decir que la estructura inicial de esta área metropolitana no tenía una composición

Cuadro 2 Resultados del análisis *Shift-Share* sobre el empleo manufacturero de las principales áreas metropolitanas, 1974-1996.

Área Metropolitana	Variación (# de empleos)	Crecimiento del empleo (%)	Efecto Nacional (# empleos)	Efecto Neto		Total (# empleos)
				Efecto Proporcional Modificado (# empleos)	Efecto Diferencial o Regional (# empleos)	
Barranquilla	4.793	13.6	14.238	-299	-9.147	-9.445
Bogotá	75.011	57.6	52.602	-7.558	29.967	22.409
Cali	18.087	32.5	22.486	2.018	-6.417	-4.399
Medellín	31.077	29.7	42.289	7.115	-18.327	-11.212
Cartagena	2.174	25.7	3.414	331	-1.571	-1.240
B/manga	3.958	35.5	4.499	-2.636	2.094	-541
Manizales	5.269	63.7	3.344	110	1.815	1.925
Pereira	904	6.9	5.281	-1.015	-3.362	-4.377

Nota:

- Variación del empleo: Efecto neto + efecto nacional.
- Efecto neto: proporcional modificado + diferencial o regional.
- Efecto nacional: variación obtenida si la región crece a la tasa nacional.
- Efecto proporcional modificado: variación obtenida por la composición estructural dinámica (sectores que a nivel nacional crecen por encima del promedio).
- Efecto regional: variación obtenida por concentrar sectores que crecen más en la región que en la nación.

FUENTE: CÁLCULOS DEL AUTOR CON BASE EN DANE - ENCUESTA ANUAL MANUFACTURERA

concentrada en sectores dinámicos en su crecimiento (efecto estructural negativo), pero que experimentó una reasignación entre sectores que le permitió tener un mayor crecimiento en relación con el que hubiese experimentado al conservar la estructura industrial inicial (año 1974).

De acuerdo a la clasificación de los sectores industriales según tipo de bien, se encuentra que en el agregado de áreas metropolitanas, los sectores que evidencian efectos netos, estructurales y regionales positivos, la gran mayoría son productores de bienes de consumo liviano, intensivos en el factor trabajo.

En este ejercicio se encuentran significativas concordancias entre los sectores que presentan efectos regionales o diferenciales negativos con los sectores exportadores. De esta manera, se puede rescatar el planteamiento de Douglas North, mencionado anteriormente, sugiriendo que la dinámica del sector exportador y su efecto sobre el empleo, puede considerarse adicionalmente como un factor de importancia en la explicación de los efectos diferenciales negativos para el empleo de las diferentes áreas metropolitanas.

B. Análisis por áreas metropolitanas

B.1. Área metropolitana de Barranquilla-Soledad

En el área metropolitana de Barranquilla los resultados del análisis SS presentan un efecto neto negativo, explicado básicamente por el efecto diferencial o regional. En este resultado pesa significativamente el comportamiento de los sectores 321, 322, 341 y 342 (textiles, confecciones, papel e imprentas), que a nivel nacional crecen por debajo del promedio. A su vez, la tasa de crecimiento de estos sectores a nivel regional es menor que la nacional, encontrándose en consecuencia, efectos regionales negativos (ver Anexo 3).

En Barranquilla desde la década de 1930 el sector textilero se consolidó como el sector más dinámico en la generación de empleo.²² Para 1974 las confecciones ocupaban el primer lugar en este aspecto y el sector textilero pasó a generar sólo el 11,6% del empleo manufacturero. Para 1996 este último redujo su participación a sólo el 5,5% del empleo metropolitano total.

En cuanto a la especialización industrial, los cálculos del coeficiente de localización, LQ, muestran que el mayor grado de especialización en 1996 se

22 A., Meisel, "¿Por qué se disipó el dinamismo industrial de Barranquilla?", *Lecturas de economía*, No. 23, mayo-agosto. Universidad de Antioquia, 1987.

presenta en los subsectores de madera y sus productos (331), industrias de metales no ferrosos (372) y fabricación de sustancias químicas industriales (351), cueros (323) y calzado (324).

B.2. Area metropolitana de Bogotá-Soacha

El área metropolitana de Bogotá-Soacha es la que muestra el mejor comportamiento, encontrándose efectos netos positivos asociados a efectos estructurales y regionales positivos. En esta área el grado de concentración de las actividades industriales es alto. Esa concentración se ha dado en sectores con un crecimiento destacado y ello ha permitido que se presenten efectos positivos superiores a los de las otras áreas metropolitanas.

Del análisis SSM se concluye que los efectos regionales o diferenciales, asociados a las ventajas de la localización de la actividad en esta zona, han contribuido a su mayor crecimiento.

En este efecto tienen gran importancia los sectores de fabricación de productos plásticos (356), alimentos (311), sustancias químicas (352), confecciones (322), textiles, (321), editoriales (342), y alimentos concentrados para animales (312). A nivel nacional estos sectores tienen un crecimiento mayor que el promedio, a excepción del 321. A nivel regional todos ellos observan crecimientos mayores al crecimiento nacional por sectores (ver Anexo 5).

Bogotá por ser la capital ha logrado la aglomeración de diversas manufacturas. Fabio Zambrano explica que la primacía urbana de Bogotá se consolidó desde 1964, anotando que en esta área:

*“Aunque hay cierta descentralización poblacional, la tendencia de la industria es a concentrarse, y por ello se anuncia el declive del esquema de la cuadricefalia para dirigirnos hacia la macrocefalia. El cambio en la localización geográfica de la industria es bien notorio, lo que se comprueba con el afianzamiento de Bogotá como la capital industrial del país.”*²³

Esta orientación de la capital muestra una tendencia a la terciarización de la economía, apuntando a un estado avanzado en el proceso de cambio estructural.²⁴

23 F. Zambrano, “Valoración y diagnóstico del territorio”, *Análisis regional y empleo. Un enfoque multidisciplinario*, Centro de Investigaciones para el Desarrollo –CID–, Bogotá, 1997, p. 105.

24 De la manera como lo proponen Chenery y Syrquin (1986).

La industria manufacturera de Bogotá, a diferencia de las otras áreas metropolitanas, muestra un alto grado de diversificación. Los valores en LQ muestran que únicamente para el sector de productos derivados del petróleo y carbón (354) se presenta una alta especialización. Otros sectores como imprentas y editoriales (342), productos metálicos (381), maquinaria y aparatos eléctricos (382, 383), equipo de transporte, (384) y equipo profesional y científico (385) arrojan un valor en LQ ligeramente mayor a la unidad que permiten concluir que la especialización no es muy acentuada.

En esta área tiene una marcada influencia la mayor disposición relativa de infraestructura de transporte, vías, servicios públicos, la disponibilidad del principal aeropuerto del país, la concentración del sector financiero, entre otros. Todos estos factores se conjugan para determinar ventajas para la localización de establecimientos fabriles en la zona.

En este punto se aporta evidencia a cerca de la consolidación en la primacía industrial de Bogotá, que ha sido acompañada por su creciente primacía urbana. En este sentido se podría hablar del cambio de una situación de cuadricefalia²⁵ a una en la cual predomina una gran ciudad o metrópoli, frente a otras más pequeñas, es decir un esquema de macrocefalia.²⁶

B.3. Area metropolitana de Cali-Yumbo

Para el caso de Cali-Yumbo los cálculos del modelo SS tradicional muestran que el efecto estructural es, en el balance, positivo. Igual sucede con el efecto reasignación del modelo SSM.

En este sentido se puede decir que esta área metropolitana tuvo una estructura industrial dinámica y para el final del período 1974-1996, esa estructura experimentó una reordenación que favoreció mayoritariamente a aquellos sectores que son más generadores de empleo.

Observando la estructura del empleo en esta área para el año 1974 se encuentra que el sector textilero ocupaba el 11,2% de los empleados y en 1996 pasó a ocupar el 3,1%, ganando participación el sector de alimentos (311), fabricación de productos químicos (352), e imprentas y editoriales (342), que a nivel regional y nacional presentaron un mejor desempeño. El cierre de la planta de Textiles El Cedro es uno de los factores que se puede tener en cuenta para explicar este

25 En este esquema el protagonismo se alternaba entre Bogotá, Cali, Medellín y Barranquilla.

26 En este mismo sentido se encuentran planteamientos en Cuervo (1990) y Goüeset (1992).

resultado. También se debe mencionar el crecimiento en la producción de los ingenios azucareros (debido al aumento en el área sembrada de caña) que se registra en el sector 311 y cuya actividad está ligada a la producción de alcoholes, ácidos y otros químicos industriales (352) (ver Anexo 5).

En cuanto a la especialización cabe destacar el caso del sector productor de metales no ferrosos (372) cuyo LQ es 2,9, el sector de productos de caucho (355) en donde tiene especial importancia la producción de llantas y, por último, el sector productor de papel y sus productos (341).

B.4. Area metropolitana de Medellín-Valle de Aburrá

La industria de Medellín en 1974 tenía el 36.2% del empleo industrial en el sector textilero y ya para 1996 esa participación se redujo prácticamente a la mitad. La concentración en un sector que entró en crisis le significó a esta industria una pérdida del 12% del empleo manufacturero entre 1974 y 1996.

Del modelo SS tradicional se concluye que el efecto estructural presentó el mayor impacto negativo en el sector 321. Igual sucedió con el efecto regional, a causa de que este sector se caracterizó por tener tanto en el total nacional como el regional, un crecimiento mucho menor que el promedio. Ese reacomodo en la estructura del empleo le representó una ganancia en participación al sector de alimentos (311) y el sector de productos químicos (352), factor que favoreció a su vez al efecto reasignación para que diera un resultado positivo (ver Anexo 6).

Para el caso de Medellín la diversificación de la industria es muy limitada y la preponderancia de los textiles, como pilar de crecimiento de la industria regional, ha representado un factor desventajoso porque su crecimiento ha sido afectado por la competencia internacional y el contrabando.

Ya se ha mencionado que la especialización industrial en esta área gira en torno al sector textilero y de confecciones, sin embargo, el LQ para 1996 también muestra indicios de una mayor especialización en el sector productor de objetos de barro, loza y porcelana (361).

B.5. Otras áreas metropolitanas

Del resto de áreas metropolitanas cabe destacar el caso de Pereira-Florida Blanca que observó un efecto estructural positivo, pero anulado por el efecto reasignación negativo, explicado principalmente por la reducción en la participación del sector de alimentos (311) entre 1974 y 1996. Lo anterior permite afirmar que si se hubiese conservado la estructura inicial el crecimiento en el empleo habría sido

mayor, es decir que se dio un cambio hacia una estructura menos dinámica (ver Anexo 10).

Para el caso de Manizales-Villamaría se observa un crecimiento destacado entre 1974 y 1996, igual a 63%. En este caso la ganancia estuvo explicada por el desempeño del sector de alimentos, excepto bebidas (311) y el sector productor de alimentos concentrados para animales (312) en el efecto estructural y el regional. En esta área se presenta el efecto contrario al de Pereira, consolidándose una estructura industrial más dinámica, con sectores que crecen a nivel regional por encima del nivel nacional y cuyo LQ es mayor a la unidad (ver Anexo 9).

La industria manufacturera de Cartagena, que se ha especializado en la producción de petroquímicos (351), ha tenido efectos regionales negativos, asociados a la intensidad de esta actividad en la utilización de capital. Cabe anotar aquí que mientras la producción del sector 351 en Cartagena representó en 1996 el 35% de la producción petroquímica a nivel nacional, la mano de obra empleada llegó a ser solo el 13% del empleo generado en ese sector a nivel nacional (ver Anexo 7).

Conclusiones

El análisis SSM revela entre 1974 y 1996 un claro dualismo entre el comportamiento del empleo en Bogotá y el del resto de áreas metropolitanas, con excepción de Manizales.

El empleo manufacturero en Bogotá creció por encima de las demás regiones e incluso por encima del crecimiento resultante de la influencia nacional. De la variación del empleo industrial entre 1974 y 1996 entre las ocho principales áreas metropolitanas, Bogotá participó con el 53%.

En las demás áreas (Barranquilla, Medellín, Cali, Cartagena, Pereira, y Bucaramanga) el crecimiento en el empleo es menor al efecto nacional, presentándose efectos regionales o diferenciales negativos. Esto es, la dinámica de crecimiento sectorial a nivel regional fue menor a la nacional.

El sector industrial que más empleo generaba en 1974 era el textilero. Esa estructura se ha ido modificando y el sector de alimentos ha ganado el primer lugar en la generación de empleo, en varias de las principales áreas metropolitanas. En algunas de ellas se debe a la mayor importancia que alcanzó la trilla de café (Medellín, Manizales, Pereira).

Respecto a la estructura (composición) industrial, es importante anotar que no es ésta la que determina el crecimiento del empleo, sino que es en el componente

regional donde se encuentran las causas del dinamismo o estancamiento de cada área metropolitana.

En el efecto regional se consideran los factores asociados a las ventajas comparativas o competitivas, que tienen una gran importancia en la explicación del crecimiento diferencial en el empleo industrial.

A su vez se deben señalar las economías de escala y su interacción con el tamaño de los mercados locales, como fuente de las ventajas competitivas de las regiones, con lo cual, ante la estrechez de los mercados locales, se deben realizar esfuerzos de política para fortalecer el crecimiento de las exportaciones locales.

Anexos

Anexo 1 Códigos de la Clasificación Internacional Industrial Uniforme -CIIU- a tres dígitos.

CIIU	Descripción
311	Fabricación de productos alimenticios, excepto bebidas
312	Alimentos diversos para animales y otros
313	Industria de bebidas
314	Industria del tabaco
321	Fabricación de textiles
322	Fabricación de prendas de vestir, excepto calzado
323	Industria del cuero y productos sucedáneos del cuero y pieles, excepto del calzado y otras prendas de vestir
324	Fabricación de calzado y sus partes, excepto el de caucho o de plástico
331	Industria de la madera y productos de madera y de corcho, excepto muebles
332	Fabricación de muebles y accesorios, excepto los que son principalmente metálicos
341	Fabricación de papel y productos de papel
342	Imprentas, editoriales e industrias conexas
351	Fabricación de sustancias químicas industriales
352	Fabricación de otros productos químicos
353	Refinerías de petróleo
354	Fabricación de productos diversos derivados del petróleo y del carbón
355	Fabricación de productos de caucho
356	Fabricación de productos plásticos
361	Fabricación de objetos de barro, loza y porcelana
362	Fabricación de vidrio y productos de vidrio
369	Fabricación de otros productos minerales no metálicos
371	Industrias básicas de hierro y acero
372	Industrias básicas de metales no ferrosos
381	Fabricación de productos metálicos, exceptuando maquinaria y equipo
382	Construcción de maquinaria, exceptuando la eléctrica
383	Fabricación de maquinaria, aparatos y suministros eléctricos
384	Construcción de equipo y material de transporte
385	Fabricación de material profesional y científico, instrumentos de medida y de control, nep.
390	Otras industrias manufactureras

FUENTE: DANE - ANUARIO DE INDUSTRIA MANUFACTURERA.

Anexo 2 Resultados del modelo Shift-Share tradicional y modificado sobre el empleo, 1974-1996.

Área Metropolitana	Crecim. Observado (# empl.)	SS. TRADICIONAL				SS. MODIFICADO		
		Efecto Nacional (N)	Efecto Neto (EN)	Estructural (S)	Efecto Regional (R)	Proporción Inverso (S')	Proporción Modificado (SM)	Diferencial (D)
B/quilla	4.793	14.238	-9.445	815	-10.303	516	-299	-9.147
Bogotá	75.011	52.602	22.409	9.594	12.815	2.037	-7.558	29.967
Cali	18.087	22.486	-4.399	2.476	-6.875	4.494	2.018	-6.417
Medellín	31.077	42.289	-11.212	-13.834	2.672	-6.769	7.115	-18.327
C/gena	2.174	3.414	-1.240	566	-1.806	898	331	-1.571
B/manga	3.958	4.499	-541	-46	-495	-2.682	-2.636	2.094
Manizales	5.269	3.344	1.925	-359	2.284	-249	110	1.815
Pereira	904	5.281	-4.377	1.341	-5.719	326	-1.015	-3.362
Resto	39.706	32.826	6.880	-504	7.385	1.429	1.933	4.947

FUENTE: CÁLCULOS DEL AUTOR CON BASE EN DANE - ENCUESTA ANUAL MANUFACTURERA

Anexo 3 Área metropolitana de Barranquilla. Resultados del Modelo Shift-Share y Coeficiente de Localización en el empleo, 1974-1996

CIU	Crecim. Observado (# empl.)	SS. TRADICIONAL				SS. MODIFICADO			Coeficiente de localización	
		Efecto Nacional (N)	Efecto Neto (EN)	Estructural (S)	Efecto Regional (R)	Proporc. Inverso (S')	Proporc. Modificado (SM)	Diferencial (D)	1974	1996
311	3,514	1,139	2,375	1,418	958	1,190	-228	2,603	0.67	0.98
312	-349	476	-825	1,257	-2,081	255	-1,002	177	2.01	0.71
313	839	681	158	-60	217	-46	13	145	1.09	1.47
314	-310	125	-435	-417	-18	0	417	-852	1.06	0.00
321	-1,892	1,650	-3,542	-2,407	-1,135	-1,130	1,278	-4,820	0.69	0.56
322	-94	2,165	-2,259	1,577	-3,837	650	-927	-1,332	1.73	1.24
323	290	218	72	-119	192	-111	9	63	1.07	1.72
324	770	215	555	280	275	253	-27	582	0.93	1.45
331	156	667	-511	-774	263	-645	129	-640	2.43	3.51
332	-223	225	-448	-65	-382	-22	44	-491	0.95	0.55
341	-750	656	-1,406	-96	-1,310	-27	69	-1,475	1.74	0.86
342	-74	263	-337	212	-549	77	-135	-202	0.49	0.31
351	593	521	72	-224	296	-189	35	38	1.51	2.22
352	758	515	243	553	-310	342	-211	454	0.68	0.73
353	-33	13	-46	-3	-44	0	3	-49	0.11	0.00
354	43	0	43	0	0	17	17	26	0.00	0.45
355	166	76	90	-130	220	-243	-114	204	0.26	0.85
356	1,519	322	1,197	1,330	-133	896	-434	1,631	0.95	1.11
361	-127	51	-178	-43	-135	0	43	-221	0.32	0.00
362	7	123	-116	-99	-17	-67	32	-148	0.61	0.72
369	419	567	-148	-199	51	-146	53	-201	0.92	1.17
371	145	132	13	-217	230	-302	-85	99	0.34	0.82
372	-453	395	-848	-413	-436	-161	252	-1,100	5.01	3.38
381	148	939	-791	-397	-394	-244	153	-944	0.97	1.04
382	531	311	220	-23	243	-20	3	217	0.63	0.96
383	-242	295	-537	204	-740	58	-146	-390	0.73	0.36
384	-1,590	1,033	-2,623	-723	-1,900	-174	549	-3,172	1.85	0.77
385	390	27	363	23	340	65	42	321	0.38	1.85
390	642	438	204	370	-166	241	-130	334	1.66	1.87
Total	4,793	14,238	-9,445	815	-10,303	516	-299	-9,147		

FUENTE: CÁLCULOS DEL AUTOR CON BASE EN DANE - ENCUESTA ANUAL MANUFACTURERA

Anexo 4 Área metropolitana de Bogotá. Resultados del Modelo *Shift-Share* y Coeficiente de Localización en el empleo, 1974-1996

CIU	Crecim. Observado (# empl.)	SS. TRADICIONAL				SS. MODIFICADO			Coeficiente de localización	
		Efecto Nacional (N)	Efecto Neto (EN)	Estructural (S)	Efecto Regional (R)	Proporc. Inverso (S')	Proporc. Modificado (SM)	Diferencial (D)	1974	1996
311	9,593	4,238	5,355	5,276	79	3,773	-1,503	6,859	0.68	0.61
312	4,059	631	3,428	1,665	1,763	1,728	63	3,365	0.72	0.93
313	724	2,034	-1,310	-178	-1,132	-106	72	-1,382	0.88	0.66
314	-613	248	-861	-825	-36	0	825	-1,686	0.57	0.00
321	7,424	6,188	1,236	-9,028	10,264	-11,720	-2,692	3,928	0.70	1.14
322	8,627	4,121	4,506	3,002	1,503	2,324	-678	5,184	0.89	0.86
323	1,180	731	449	-401	850	-399	2	447	0.97	1.21
324	1,329	970	359	1,264	-905	724	-540	898	1.13	0.81
331	41	690	-649	-800	151	-624	176	-825	0.68	0.66
332	1,102	1,400	-298	-407	110	-297	110	-408	1.60	1.46
341	1,405	964	441	-142	583	-119	22	418	0.69	0.73
342	6,451	3,295	3,156	2,659	497	1,960	-698	3,854	1.66	1.53
351	661	630	31	-271	302	-223	48	-17	0.50	0.51
352	9,487	4,361	5,126	4,679	447	3,408	-1,271	6,397	1.56	1.42
353	-12	5	-17	-1	-16	0	1	-18	0.01	0.00
354	573	154	419	675	-256	379	-296	715	2.75	1.93
355	-1,060	1,347	-2,407	-2,299	-109	-1,563	736	-3,143	1.25	1.06
356	9,833	1,966	7,867	8,118	-250	5,685	-2,433	10,300	1.57	1.38
361	-388	157	-545	-132	-413	0	132	-677	0.26	0.00
362	-500	955	-1,455	-766	-690	-398	368	-1,823	1.28	0.83
369	1,202	1,701	-499	-598	99	-434	164	-663	0.75	0.68
371	36	435	-399	-717	318	-714	2	-402	0.30	0.38
372	74	110	-36	-114	79	-106	9	-44	0.38	0.43
381	1,454	4,782	-3,328	-2,022	-1,306	-1,311	711	-4,039	1.34	1.09
382	2,664	2,936	-272	-215	-57	-152	63	-335	1.62	1.43
383	4,862	2,631	2,231	1,820	411	1,345	-475	2,706	1.75	1.62
384	3,232	3,122	110	-2,185	2,294	-1,968	217	-107	1.51	1.70
385	250	478	-228	418	-646	205	-213	-15	1.84	1.13
390	1,321	1,322	-1	1,118	-1,119	640	-478	477	1.35	0.97
Total	75,011	52,602	22,409	9,594	12,815	2,037	-7,558	29,967		

FUENTE: CÁLCULOS DEL AUTOR CON BASE EN DANE - ENCUESTA ANUAL MANUFACTURERA

Anexo 5 Área metropolitana de Cali. Resultados del Modelo *Shift-Share* y Coeficiente de Localización en el empleo, 1974-1996

CIU	Crecim. Observado (# empl.)	SS. TRADICIONAL				SS. MODIFICADO				Coeficiente de localización	
		Efecto Nacional (N)	Efecto Neto (EN)	Estructural (S)	Efecto Regional (R)	Proporc. Inverso (S')	Proporc. Modificado (SM)	Diferencial (D)	1974	1996	
311	6,678	1,967	4,711	2,449	2,262	2,169	-280	4,991	0.74	0.97	
312	990	339	651	895	-244	562	-333	984	0.91	0.85	
313	1,052	514	538	-45	583	-43	2	535	0.52	0.74	
314	-311	126	-437	-419	-18	0	419	-855	0.67	0.00	
321	-3,957	2,521	-6,478	-3,678	-2,800	-1,176	2,502	-8,980	0.67	0.32	
322	3,638	1,824	1,814	1,329	485	1,006	-322	2,136	0.92	1.04	
323	-337	384	-721	-211	-511	-82	129	-850	1.20	0.69	
324	1,328	283	1,045	368	677	394	25	1,020	0.77	1.23	
331	-145	310	-455	-360	-95	-222	138	-593	0.72	0.66	
332	296	76	220	-22	242	-32	-9	229	0.20	0.43	
341	-615	1,828	-2,443	-269	-2,174	-123	146	-2,589	3.06	2.09	
342	2,191	1,637	554	1,321	-767	838	-483	1,037	1.93	1.82	
351	-908	554	-1,462	-238	-1,224	-46	191	-1,653	1.02	0.30	
352	4,733	2,462	2,271	2,641	-370	1,819	-822	3,093	2.06	2.12	
353		0	0		0	0	0	0	0.00	0.00	
354	-8	3	-11	14	-25	0	-14	3	0.13	0.00	
355	-772	1,022	-1,794	-1,744	-50	-1,207	536	-2,330	2.21	2.28	
356	2,840	421	2,419	1,737	682	1,501	-236	2,655	0.79	1.01	
361	-305	123	-428	-104	-325	0	104	-532	0.48	0.00	
362	-686	316	-1,002	-254	-749	-21	233	-1,235	0.99	0.12	
369	-31	699	-730	-246	-485	-136	110	-840	0.72	0.59	
371	20	307	-287	-506	219	-501	5	-292	0.50	0.74	
372	145	287	-142	-300	158	-262	38	-180	2.31	3.00	
381	700	1,476	-776	-624	-152	-430	195	-971	0.97	0.99	
382	472	602	-130	-44	-86	-30	14	-144	0.78	0.79	
383	454	1,122	-668	776	-1,444	382	-394	-274	1.75	1.28	
384	-478	698	-1,176	-488	-688	-224	264	-1,440	0.79	0.54	
385	348	59	289	51	238	71	19	270	0.53	1.08	
390	755	525	230	444	-214	286	-158	388	1.26	1.21	
Total	18,087	22,486	-4,399	2,476	-6,875	4,494	2,018	-6,417			

FUENTE: CÁLCULOS DEL AUTOR CON BASE EN DANE - ENCUESTA ANUAL MANUFACTURERA

Anexo 6 Área metropolitana de Medellín. Resultados del Modelo *Shift-Share* y Coeficiente de Localización en el empleo, 1974-1996

CIU	Crecim. Observado (# empl.)	SS. TRADICIONAL					SS. MODIFICADO			Coeficiente. de localización	
		Efecto Nacional (N)	Efecto Neto (EN)	Estructural (S)	Efecto Regional (R)	Proporc. Inverso (S')	Proporc. Modificado (SM)	Diferencial (D)	1974	1996	
311	8,310	2,237	6,073	2,785	3,287	2,601	-184	6,257	0.45	0.63	
312	2,100	482	1,618	1,273	345	1,013	-260	1,878	0.68	0.83	
313	577	1,015	-438	-89	-349	-57	32	-470	0.55	0.53	
314	-834	337	-1,171	-1,122	-49	0	1,122	-2,293	0.96	0.00	
321	-12,627	15,312	-27,939	-22,340	-5,600	-13,024	9,315	-37,255	2.16	1.92	
322	9,340	4,582	4,758	3,337	1,421	2,552	-785	5,543	1.23	1.43	
323	90	751	-661	-412	-249	-260	152	-812	1.24	1.19	
324	724	708	16	922	-906	481	-441	457	1.03	0.81	
331	-177	356	-533	-412	-120	-251	162	-694	0.44	0.40	
332	311	383	-72	-111	39	-82	30	-102	0.54	0.61	
341	1,108	783	325	-115	440	-96	19	306	0.70	0.88	
342	1,427	863	564	696	-132	478	-218	782	0.54	0.57	
351	3,597	336	3,261	-144	3,406	-445	-301	3,562	0.33	1.54	
352	3,606	1,516	2,090	1,627	463	1,236	-390	2,480	0.68	0.78	
353	-14	6	-20	-1	-18	0	1	-21	0.02	0.00	
354	197	23	174	101	73	101	0	174	0.51	0.78	
355	-835	712	-1,547	-1,215	-332	-637	578	-2,125	0.82	0.65	
356	4,465	1,177	3,288	4,861	-1,573	2,854	-2,007	5,295	1.17	1.05	
361	701	1,109	-408	-933	525	-784	149	-557	2.31	2.95	
362	401	436	-35	-350	314	-316	34	-69	0.73	1.00	
369	1,163	1,520	-357	-534	177	-395	140	-497	0.83	0.93	
371	-665	714	-1,379	-1,176	-203	-707	469	-1,848	0.62	0.57	
372	261	121	140	-126	266	-171	-45	185	0.52	1.06	
381	3,743	2,396	1,347	-1,013	2,360	-954	59	1,288	0.84	1.20	
382	1,516	1,346	170	-99	268	-74	24	145	0.92	1.06	
383	1,168	730	438	505	-67	352	-153	591	0.61	0.64	
384	875	1,154	-279	-808	528	-670	138	-417	0.69	0.88	
385	-17	297	-314	259	-573	103	-157	-157	1.42	0.86	
390	566	887	-321	750	-1,072	385	-365	44	1.13	0.88	
Total	31,077	42,289	-11,212	-13,884	2,672	-6,769	7,115	-18,327			

FUENTE: CÁLCULOS DEL AUTOR CON BASE EN DANE - ENCUESTA ANUAL MANUFACTURERA

Anexo 7 Área metropolitana de Cartagena. Resultados del Modelo Shift-Share y Coeficiente de Localización en el empleo, 1974-1996

CIIU	Crecim. Observado (# empl.)	SS. TRADICIONAL				SS. MODIFICADO			Coeficiente de localización	
		Efecto Nacional (N)	Efecto Neto (EN)	Estructural (S)	Efecto Regional (R)	Proporc. Inverso (S')	Proporc. Modificado (SM)	Diferencial (D)	1974	1996
311	2,248	555	1,693	691	1,003	680	-10	1,704	1.37	2.11
312	-24	69	-93	182	-275	45	-137	44	1.22	0.47
313	-231	325	-556	-28	-528	-11	18	-574	2.17	1.26
314	-130	53	-183	-175	-8	0	175	-357	1.85	0.00
321	-69	28	-97	-41	-56	0	41	-138	0.05	0.00
322	-102	83	-185	60	-245	13	-48	-137	0.28	0.09
323	0	0	0	0	0	0	0	0	0.00	0.00
324	-203	82	-285	107	-392	0	-107	-178	1.48	0.00
331	18	95	-77	-110	33	-90	20	-97	1.44	1.85
332	-121	135	-256	-39	-216	-14	25	-281	2.37	1.31
341	-39	16	-55	-2	-52	0	2	-57	0.17	0.00
342	55	176	-121	142	-263	66	-76	-45	1.37	1.00
351	-1,020	1,103	-2,123	-474	-1,649	-172	302	-2,426	13.37	7.60
352	56	91	-35	98	-133	47	-51	15	0.50	0.38
353	-268	108	-376	-23	-353	0	23	-399	3.62	0.00
354	0	0	0	0	0	0	0	0	0.00	0.00
355	0	0	0	0	0	0	0	0	0.00	0.00
356	562	84	478	349	129	298	-51	528	1.04	1.40
361	0	0	0	0	0	0	0	0	0.00	0.00
362	0	0	0	0	0	0	0	0	0.00	0.00
369	210	121	89	-42	132	-41	2	88	0.82	1.23
371	133	0	133	0	133	-85	-85	218	0.00	0.88
372	0	0	0	0	0	0	0	0	0.00	0.00
381	100	64	36	-27	63	-25	2	35	0.28	0.41
382	-204	82	-286	-6	-280	0	6	-292	0.70	0.00
383	0	0	0	0	0	0	0	0	0.00	0.00
384	-248	139	-387	-98	-290	-17	80	-468	1.04	0.29
385	0	0	0	0	0	0	0	0	0.00	0.00
390	1,451	4	1,447	3	1,444	204	200	1,247	0.06	5.96
Total	2,174	3,414	-1,240	566	-1,806	898	331	-1,571		

FUENTE: CÁLCULOS DEL AUTOR CON BASE EN DANE - ENCUESTA ANUAL MANUFACTURERA

Anexo 8 Área metropolitana de Bucaramanga. Resultados del Modelo Shift-Share y Coeficiente de Localización en el empleo, 1974-1996

CIIU	Crecim. Observado (# empl.)	SS. TRADICIONAL				SS. MODIFICADO				Coeficiente de localización	
		Efecto Nacional (N)	Efecto Neto (EN)	Estructural (S)	Efecto Regional (R)	Proporc. Inverso (S')	Proporc. Modificado (SM)	Diferencial (D)	1974	1996	
311	1,047	671	376	836	-460	509	-327	703	1.26	1.11	
312	574	67	507	176	331	227	51	456	0.89	1.67	
313	-96	411	-507	-36	-471	-17	19	-526	2.08	1.43	
314	-773	400	-1,173	-1,332	159	-3,571	-2,239	1,066	10.69	41.67	
321	-185	193	-378	-282	-96	-151	131	-509	0.26	0.20	
322	921	768	153	560	-407	348	-211	364	1.94	1.76	
323	-384	269	-653	-148	-506	-38	110	-763	4.18	1.55	
324	673	225	448	294	154	239	-55	502	3.08	3.64	
331	30	81	-51	-94	43	-82	12	-62	0.93	1.19	
332	238	81	157	-24	181	-29	-5	162	1.08	1.91	
341	55	0	55	0	55	-2	-2	57	0.00	0.14	
342	343	229	114	185	-71	122	-63	177	1.35	1.30	
351	33	8	25	-3	29	-5	-2	27	0.07	0.16	
352	42	47	-5	51	-56	27	-24	19	0.20	0.15	
353	0	0	0	0	0	0	0	0	0.00	0.00	
354	0	0	0	0	0	0	0	0	0.00	0.00	
355	38	20	18	-34	52	-60	-26	44	0.21	0.55	
356	296	13	283	55	228	127	72	210	0.12	0.42	
361	0	0	0	0	0	0	0	0	0.00	0.00	
362	0	0	0	0	0	0	0	0	0.00	0.00	
369	-103	234	-337	-82	-255	-38	44	-381	1.20	0.81	
371	279	31	248	-51	299	-228	-177	425	0.25	1.65	
372	-20	8	-28	-8	-20	0	8	-37	0.32	0.00	
381	163	248	-85	-105	20	-77	28	-113	0.81	0.86	
382	221	345	-124	-25	-98	-16	9	-132	2.22	2.11	
383	205	8	197	5	192	26	21	176	0.06	0.43	
384	126	67	59	-47	106	-52	-6	64	0.38	0.62	
385	-22	9	-31	8	-39	0	-8	-23	0.40	0.00	
390	257	66	191	56	135	59	3	188	0.79	1.21	
Total	3,958	4,499	-541	-46	-495	-2,682	-2,636	2,094			

FUENTE: CÁLCULOS DEL AUTOR CON BASE EN DANE - ENCUESTA ANUAL MANUFACTURERA

Anexo 9 Área metropolitana de Manizales. Resultados del Modelo Shift-Share y Coeficiente de Localización en el empleo, 1974-1996

CIU	Crecim. Observado (# empl.)	SS. TRADICIONAL					SS. MODIFICADO			Coeficiente. de localización	
		Efecto Neto (N)	Efecto Neto (EN)	Estructural (S)	Efecto Regional (R)	Proporc. Inverso (S')	Proporc. Modificado (SM)	Diferencial (D)	1974	1996	
311	830	310	520	386	134	300	-86	606	0.78	0.73	
312	676	27	649	71	577	228	157	492	0.49	1.87	
313	-644	260	-904	-23	-881	0	23	-927	1.77	0.00	
314	0	0	0	0	0	0	0	0	0.00	0.00	
321	-170	677	-847	-988	141	-776	212	-1,059	1.21	1.15	
322	-134	227	-361	165	-526	53	-113	-248	0.77	0.30	
323	-6	2	-8	-1	-7	0	1	-10	0.05	0.00	
324	1,033	124	909	162	747	260	99	810	2.28	4.42	
331	244	46	198	-54	251	-128	-74	272	0.72	2.06	
332	66	4	62	-1	63	-5	-4	66	0.07	0.37	
341	-71	29	-100	-4	-95	0	4	-104	0.32	0.00	
342	298	101	197	81	116	73	-8	205	0.80	0.87	
351	103	106	-3	-45	43	-37	9	-12	1.31	1.27	
352	-328	259	-587	278	-865	53	-225	-362	1.46	0.33	
353	0	0	0	0	0	0	0	0	0.00	0.00	
354	0	0	0	0	0	0	0	0	0.00	0.00	
355	-35	31	-66	-53	-13	-29	24	-90	0.45	0.30	
356	359	0	359	0	359	139	139	220	0.00	0.51	
361	0	0	0	0	0	0	0	0	0.00	0.00	
362	0	0	0	0	0	0	0	0	0.00	0.00	
369	383	193	190	-68	258	-69	-1	191	1.34	1.64	
371	372	0	372	0	372	-239	-239	611	0.00	1.92	
372	0	0	0	0	0	0	0	0	0.00	0.00	
381	414	626	-212	-265	53	-194	71	-283	2.76	2.44	
382	203	275	-72	-20	-52	-14	7	-78	2.38	1.93	
383	752	0	752	0	752	89	89	663	0.00	1.62	
384	281	12	269	-8	277	-56	-47	317	0.09	0.73	
385	0	0	0	0	0	0	0	0	0.00	0.00	
390	643	34	609	29	580	101	73	536	0.55	2.33	
Total	5,269	3,344	1,925	-359	2,284	-249	110	1,815	1.03	1.41	

FUENTE: CÁLCULOS DEL AUTOR CON BASE EN DANE - ENCUESTA ANUAL MANUFACTURERA

Anexo 10 Área metropolitana de Pereira. Resultados del Modelo Shift-Share y Coeficiente de Localización en el empleo, 1974-1996

CIIU	Crecim. Observado (# empl.)	SS. TRADICIONAL					SS. MODIFICADO			Coeficiente de localización	
		Efecto Nacional (N)	Efecto Neto (EN)	Estructural (S)	Efecto Regional (R)	Proporc. Inverso (S')	Proporc. Modificado (SM)	Diferencial (D)	1974	1996	
311	-300	880	-1,180	1,095	-2,275	353	-743	-437	1.40	0.83	
312	146	30	116	79	37	68	-11	127	0.34	0.54	
313	18	296	-278	-26	-252	-14	12	-290	1.28	1.26	
314	0	0	0	0	0	0	0	0	0.00	0.00	
321	-917	775	-1,692	-1,131	-561	-516	615	-2,307	0.88	0.74	
322	172	1,662	-1,490	1,211	-2,700	529	-682	-808	3.57	2.88	
323	-114	151	-265	-83	-182	-35	48	-313	2.00	1.54	
324	-66	141	-207	184	-391	55	-129	-78	1.64	0.90	
331	-12	43	-55	-50	-5	-34	16	-71	0.42	0.52	
332	229	99	130	-29	159	-31	-2	132	1.13	2.23	
341	673	305	368	-45	412	-45	0	368	2.18	4.02	
342	104	51	53	41	11	31	-10	63	0.26	0.36	
351	-20	8	-28	-3	-25	0	3	-32	0.06	0.00	
352	38	29	9	31	-22	18	-13	22	0.10	0.11	
353	0	0	0	0	0	0	0	0	0.00	0.00	
354	0	0	0	0	0	0	0	0	0.00	0.00	
355	-20	8	-28	-14	-14	0	14	-42	0.07	0.00	
356	138	46	92	189	-96	97	-91	184	0.36	0.35	
361	0	0	0	0	0	0	0	0	0.00	0.00	
362	-114	185	-299	-149	-151	-74	75	-374	2.48	2.27	
369	108	23	85	-8	93	-13	-5	91	0.10	0.30	
371	130	0	130	0	130	-83	-83	213	0.00	0.65	
372	0	0	0	0	0	0	0	0	0.00	0.00	
381	-78	174	-252	-73	-178	-35	39	-290	0.49	0.42	
382	-51	61	-112	-4	-107	-2	3	-115	0.33	0.21	
383	426	246	180	170	10	122	-48	228	1.63	2.16	
384	301	65	236	-46	281	-83	-37	273	0.32	1.06	
385	-8	3	-11	3	-14	0	-3	-8	0.12	0.00	
390	121	0	121	0	121	17	17	104	0.00	0.38	
Total	904	5,281	-4,377	1,341	-5,719	326	-1,015	-3,362			

FUENTE: CÁLCULOS DEL AUTOR CON BASE EN DANE - ENCUESTA ANUAL MANUFACTURERA

Bibliografía

BARFF, R.A., KNIGHT III, P.L., "Dynamic Shift-Share Analysis", *Growth and Change*, Vol 19, No 2, University of Kentucky, 1988.

BENDAVID, A., *Regional Economic Analysis for Practitioners. An Introduction to Common Descriptive Methods*, Praeger Publishers, New York, 1974.

BROWN, H. J., "Shift and Share Projections of Regional Economic Growth: An Empirical Test", *Journal of Regional Science*, # 9, 1969.

CHENERY, H.B. ROBINSON S., SYRQUIN, M., *Industrialization and Growth: A Comparative Study*, New York, Oxford University Press, 1986.

CHICA, R., *Crisis y reconversión en la industria colombiana. Marco analítico y diagnóstico*, Centro Editorial Javeriano, Bogotá, 1994.

CUADRADO, J., MANCHA, T., GARRIDO, R. *Convergencia regional en España. Hechos, tendencias y perspectivas*, Fundación Argentaria, España, 1998.

CUERVO, L.M., GONZALEZ, L.J., *Industria y ciudades en la era de la mundialización. Un enfoque socioespacial*, Tercer Mundo editores, Bogotá, 1997.

CUERVO, L.M., *La Primauté Urbaine en Amérique Latine: Une étude historique-comparative*, tesis doctoral, Universidad de París, 1990. Citado por CUERVO y GONZALEZ, 1997.

DINC, M., HAYNES, K., QUIANGSHENG, L., "A Comparative Evaluation of Shift-Share Model and their Extensions", *Australasian Journal of Regional Studies*, Vol.4, No.2, 1998.

DUNN, E.S., "A Statistical and Analytical Technique for Regional Analysis", *Papers and Proceedings of the Regional Science Association*, 6, 1960.

GOÛESET, V., *La Concentration Urbaine en Colombie: De la Quadricephalie à la Primatie de Bogotá*, tesis doctoral, Universidad de Burdeos, Francia, 1992.

HARRIS, T.R., GILLBERG, C.B., NARAYANAN, R., SHONKWILER, J.S., LAMBERT, D.K., "A Dynamic Shift-Share Analysis of the Economic Impact Report the Nevada Economy", *Technical Report UCED 94-06*, University of Nevada, Reno, 1994.

HAYNES, K., DINC, M., PAELINCK, J.H.P., "Estimating Sources of Regional Manufacturing Productivity Using Shift-share Extensions", Prepared for the Regional Science Association 37th European Congress, August 26-29, Rome, Italy, 1997.

HELMSING, B., "División regional del trabajo en la industria colombiana, 1945-1980 ¿estabilidad o cambio?", *Desarrollo y sociedad*, No. 14, mayo, CEDE-Universidad de los Andes, Bogotá, 1984.

KRUGMAN, P., *Geography and Trade*, MIT Press, Cambridge, England, 1991.

MEISEL, A., "¿Por qué se dispó el dinamismo industrial de Barranquilla?", *Lecturas de economía*, No. 23, mayo-agosto, Universidad de Antioquia, 1987.

NORTH, D., "Location Theory and Regional Growth", *Journal of Political Economy*, Vol.

LXIII, No.3, June, 1955. Citado por MEISEL, A, "¿Por qué perdió la Costa Caribe el siglo xx?". En CALVO, H, y MEISEL, A, *El rezago económico de la Costa Caribe*, Banco de la República, Fundesarrollo, Universidad del Norte, Universidad Jorge Tadeo Lozano, Cartagena, 1999.

PERLOFF, H.S, DUNN, E.S, Jr., LAMPARD, E.E. and MUTH, R.F., *Regions, Resources and Economic Growth*. University of Nebraska Press, Lincoln, Nebraska, 1960.

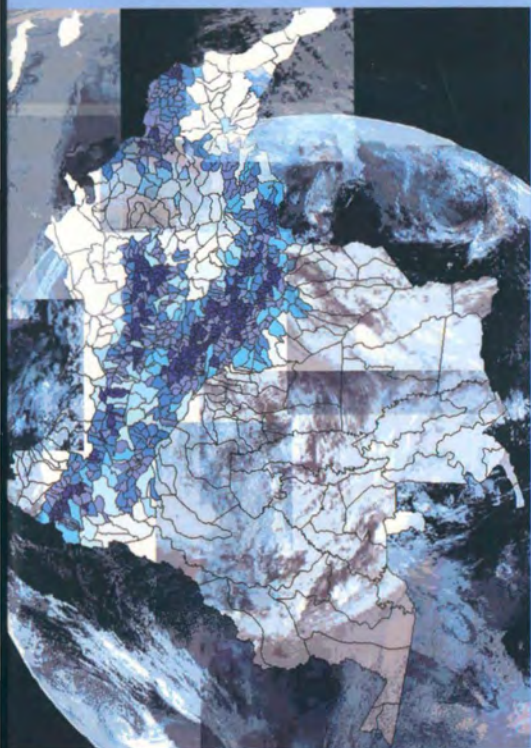
POLÈSE, M., *Economía urbana y regional. Introducción a la relación entre territorio y desarrollo*, Editorial Tecnológica de Costa Rica, Cartago, Costa Rica, 1998.

RIGBY, D.L., ANDERSON, W.P., "Employment Change, Growth and Productivity in Canadian Manufacturing: An Extension and Application of Shift-share Analysis", *Canadian Journal of Regional Science*, XVI:1, 1993.

QUIANGSHENG, L., HAYNES, K., DINC, M., "An Extended and Integrated Approach to Shift-Share. Decomposition analyses of the Whashington Metropolitan Economy", *Applied Geographic Studies*, Vol. 1, No. 4, 1997.

STILWELL, F.J.B., "Regional Growth and Structural Adaptation", *Urban Studies*, 6, 1969.

ZAMBRANO, F., "Valoración y diagnóstico del territorio", *Análisis regional y empleo. Un enfoque multidisciplinario*, Centro de Investigaciones para el Desarrollo –CID–, Santa Fe de Bogotá, 1997.



Una de las características sobresalientes de Colombia es la presencia de varias regiones claramente diferenciadas entre sí en aspectos culturales, geográficos, económicos e históricos. En ello ha jugado un papel definitivo la abrupta geografía del país, una de las más quebradas del mundo.

Por todas estas razones, llama la atención que los estudios sobre la dinámica económica regional se encuentren en una etapa incipiente en el país, a tal punto que ni siquiera se tenga un claro conocimiento de cuáles son las subregiones económicas de Colombia. Tal vez, esa situación se explique en parte por el creciente centralismo en la actividad económica del país en los últimos 50 años, cuando Bogotá se ha convertido en el epicentro de la economía, la sociedad y la vida política nacional. Algo que no sucedía antes en Colombia.

En ese sentido, la mayoría de los trabajos aquí reunidos son relativamente singulares en la producción académica colombiana. Son producto de la actividad de un grupo de investigación ubicado en la periferia del país: el Centro de Estudios Económicos Regionales del Banco de la República en Cartagena.

