



ENSAYOS

sobre política económica

Gasto público y convergencia regional en Colombia

Laura Ardila Rueda

Revista ESPE, No. 45 Junio 2004

Páginas 222-268



Los derechos de reproducción de este documento son propiedad de la revista *Ensayos Sobre Política Económica* (ESPE). El documento puede ser reproducido libremente para uso académico, siempre y cuando nadie obtenga lucro por este concepto y además cada copia incluya la referencia bibliográfica de ESPE. El(los) autor(es) del documento puede(n) además colocar en su propio website una versión electrónica del documento, siempre y cuando ésta incluya la referencia bibliográfica de ESPE. La reproducción del documento para cualquier otro fin, o su colocación en cualquier otro website, requerirá autorización previa del Editor de ESPE.

Public Expenditures and Regional Convergence in Colombia

Laura Ardila R. *

The views expressed on this paper are those of the authors and do not represent those of the Banco de la República or the Directive Board. We remain solely responsible for any errors of omission or commission.

* Ministerio de Hacienda. Email: lardila@minhacienda.gov.co

Document received January 6th 2004; final version accepted May 31st 2004.

Abstract

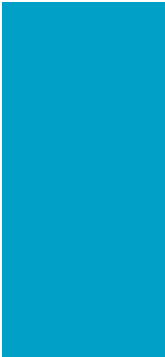
The purpose of this paper is to find if there is empirical evidence that supports the convergence hypothesis in per capita income among Colombian departments. The statistical techniques used allow the analysis of departmental income distribution dynamics and the effect that public consumption and public investment have on it. The results show that the 1985-1996 period was characterized by a high persistence in the distribution of income per capita among departments and that public expenditure, specially investment, has affected the relative position of some departments but not the whole distribution dynamics.

Key words: public expenditures, convergence, distribution

JEL Classification: H72, O18, R12

Gasto público y convergencia regional en Colombia

Laura Ardila Rueda *



Este trabajo pretende revisar si existe evidencia de convergencia en el ingreso per cápita entre los departamentos colombianos, mediante una metodología que permite analizar la dinámica de la distribución del ingreso entre ellos, y cómo cambian los resultados al introducir los efectos del consumo público y la inversión pública departamental. Los resultados muestran que el período de 1985 a 1996 se caracterizó por una alta persistencia en la distribución del ingreso per cápita entre los departamentos, y que el gasto público, especialmente la inversión, sí ha afectado la posición relativa de algunos departamentos, pero no la dinámica de la distribución en su conjunto.

Asesora de la Dirección General de Política Macroeconómica del Ministerio de Hacienda y Crédito Público. Este trabajo fue realizado por la autora como tesis de grado del Magíster en Economía en la Universidad de los Andes bajo la asesoría de Juan Mauricio Ramírez. Se agradecen los comentarios de Mauricio Cárdenas, Jairo Núñez, Álvaro Concha y la colaboración de Leonardo Duarte, Alberto Castañeda y, especialmente, de Jaime Vallecilla y del CEGA, que permitió el uso de sus cuentas departamentales para esta investigación.

* Ministerio de Hacienda y Crédito Público. Correo electrónico: lardila@minhacienda.gov.co
Documento recibido el 6 de enero de 2004; versión final aceptada el 31 de mayo de 2004.

Palabras claves: gasto público, convergencia, distribución.

Clasificación JEL: H72, O18, R12

I. INTRODUCCIÓN

Colombia es un país con grandes disparidades entre las regiones en términos de ingreso per cápita, provisión de servicios sociales, condiciones de vida e infraestructura. Esta dispersión del ingreso per cápita afecta la capacidad tributaria y las necesidades básicas por servicios públicos de cada uno de los departamentos y municipios, convirtiendo en un objetivo del Estado lograr la reducción de estas diferencias, ya sea a través de transferencias a las entidades territoriales o del gasto público ejecutado directamente por el Gobierno central.

La redistribución del ingreso es precisamente una de las principales funciones del Estado, y esta se lleva a cabo en parte, a través del gasto público, especialmente en servicios sociales e inversión. De acuerdo con la teoría económica, la primera justificación para la intervención del Estado en la economía es la existencia de fallas de mercado como externalidades, bienes públicos, competencia imperfecta o deficiencias en la información, que hacen que la economía no tenga resultados óptimos en el sentido de Pareto. Inclusive, aunque los tuviera, la intervención del Estado también está justificada por otra razón: la redistribución de la renta, ya sea entre personas o entre regiones¹.

Sin embargo, la redistribución del ingreso entre regiones enfrenta varios problemas, debido principalmente a que los criterios con base en los cuales se reparten los recursos no son únicamente la eficiencia o la equidad, sino que hay diversos intereses asociados a grupos de presión. Entre los políticos de cada región hay intereses en conflicto, y la forma como se resuelven estas diferencias, que determina el resultado final de la asignación de recursos, depende del poder político de las diversas fuerzas, y también de lo que se ha establecido en la Constitución y la ley².

¹ Stiglitz (1988) presenta algunos argumentos en contra de redistribuir el ingreso entre regiones, entre los cuales se destacan la ineficiencia relacionada con la elección del lugar de residencia y la dificultad de elegir las regiones beneficiarias. De acuerdo con esto, si lo que más importa es la desigualdad entre los individuos, la redistribución debe hacerse entre individuos y no entre regiones.

² Una revisión de la literatura sobre la economía política de la política fiscal se encuentra en Persson y Tabellini (1999).

Por estas razones es importante estudiar el efecto de los gastos de consumo e inversión del sector público en la evolución de las disparidades regionales en los niveles de ingreso per cápita. Una forma de abordar este problema es a través de un análisis de convergencia regional, y del efecto que han tenido las variables de gasto público sobre dichos procesos de convergencia. En términos generales, la convergencia se refiere a una reducción de las diferencias entre países o regiones de un mismo país en términos de una variable determinada, en este caso del producto interno bruto (PIB) per cápita, lo que permite llevar a cabo un análisis sobre la distribución del ingreso a nivel regional. En tal contexto, el objetivo de este trabajo es revisar si para el caso de los departamentos colombianos hay evidencia de convergencia en el ingreso per cápita, mediante una metodología (*Kernel estocástico*) que permite analizar la dinámica de la distribución del ingreso entre ellos, y analizar cómo cambian los resultados al introducir los efectos del consumo público y la inversión pública departamental. La pregunta central es si estas dos variables juegan algún papel en esa dinámica. Esta metodología ya había sido utilizada por Birchenall y Murcia (1997) para analizar el caso colombiano, pero no para estudiar el efecto del gasto público sobre la distribución del ingreso entre los departamentos colombianos, que es el principal objetivo del presente trabajo. El período de análisis es de 1985 a 1996, debido a que los datos provienen del sistema de cuentas departamentales del Centro de Estudios Ganaderos y Agrícolas (CEGA), que sólo está disponible para estos años³.

II. MARCO TEÓRICO

A. INDICADORES DE CONVERGENCIA

La teoría neoclásica del crecimiento predice que las diferencias en el nivel de ingreso per cápita entre países o regiones tienden a reducirse con el tiempo, lo cual quiere decir que la tasa de crecimiento de éste estaría inversamente relacionada con el nivel inicial de ingreso. Esta hipótesis de que los países o regiones pobres crecen más rápido que los ricos, y en algún momento del tiempo los alcanzan, se conoce en la literatura sobre crecimiento como *hipótesis de convergencia*. Sin

³ Aunque habría sido preferible trabajar con un período más largo, ya que uno tan corto implica limitaciones, no fue posible encontrar información sobre gasto público departamental para otros años.

embargo, esa es sólo una forma de convergencia, pues existen diferentes conceptos acerca de ella.

1. Convergencia de tipo β : convergencia absoluta y condicional⁴

La idea de que el ingreso per cápita de las economías pobres tiende a crecer más rápido que el de las ricas, sin tener en cuenta características específicas de cada economía, se conoce como *convergencia absoluta*. Su existencia se verifica simplemente comprobando que exista una relación inversa entre el ingreso per cápita actual y el inicial, mediante la estimación de una ecuación como la siguiente:

$$(1) \quad \frac{Y_{iT} - Y_{i0}}{T} = a - \frac{(1 - e^{-\beta T})}{T} Y_{i0} + u_{iT}$$

donde Y_{iT} es el logaritmo del ingreso per cápita.

De otro lado, las economías tienen características diferentes que hacen que la velocidad y dirección en la que se mueven hacia el estado estacionario no sea igual, lo cual significa que cada una tiene un estado estacionario diferente que depende de condiciones propias. En la medida en que no todas las economías tienen el mismo estado estacionario, el análisis se modifica para considerar el concepto de *convergencia condicional*, cuya idea principal es que una economía crece más rápido mientras más alejada esté de su propio estado estacionario, lo cual implica también una relación negativa entre la tasa de crecimiento y el nivel inicial de ingreso, pero después de haber controlado por las diferencias entre economías⁵.

La evidencia empírica para una muestra amplia de países rechaza la hipótesis de convergencia absoluta, pero al examinar grupos de economías más homogéneos los resultados son mejores, sugiriendo la existencia de “clubes de convergencia”⁶. En el caso de regiones dentro de un mismo país, la evidencia internacional sobre

⁴ Véanse Barro y Sala-i-Martin (1995), Sala-i-Martin (1996).

⁵ De acuerdo con Sala-i-Martin (1996), se dice que un conjunto de economías muestra convergencia condicional si la correlación parcial entre el crecimiento y el nivel inicial de ingreso es negativa.

⁶ Véase Barro y Sala-i-Martin (1995), capítulo 1.

convergencia regional muestra un resultado homogéneo: una velocidad de convergencia del 2% anual en diferentes partes del mundo⁷.

2. Convergencia tipo σ : dispersión del ingreso per cápita

Existe otra definición de convergencia, la de tipo σ , la cual está relacionada con una reducción de la dispersión de los ingresos en el tiempo como consecuencia de una menor distancia entre los países o regiones. La convergencia σ se presenta cuando la dispersión (desviación estándar) entre los ingresos per cápita de un grupo de economías tiende a caer en el tiempo, es decir, cuando las economías se mueven hacia una distribución del ingreso más equitativa. Esta clase de convergencia está relacionada con la β , siendo la convergencia β una condición necesaria pero no suficiente para que exista convergencia tipo σ ⁸.

B. CRÍTICAS AL ANÁLISIS TRADICIONAL DE LA CONVERGENCIA

Este tipo de análisis de la hipótesis de convergencia ha sido criticado por autores como Quah y Durlauf. En primer lugar, Quah (1993) hace una crítica a la especificación de la ecuación de estimación (ecuación (1)) y a las propiedades dinámicas que se derivan de ella. La idea detrás de la estimación de una ecuación como la (1) es ver si se presenta convergencia en el sentido que los países pobres eventualmente alcancen a los ricos, pero Quah demuestra que un coeficiente negativo acompañando el nivel inicial de ingreso es perfectamente consistente con la ausencia de convergencia de este tipo. Este mismo argumento es válido para las estimaciones de convergencia condicional si se aplica sobre los residuales obtenidos después de condicionar por variables exógenas que sean de interés.

Para demostrarlo, supone primero que la distribución entre departamentos es estacionaria y por lo tanto, no colapsa en el tiempo. Para dos puntos en el tiempo, t_1 y t_2 ($t_1 < t_2$), la regresión de la distribución de ingresos (Y) en t_2 respecto a una constante y a la distribución de ingresos en t_1 es:

⁷ Este resultado se encuentra para los estados de los Estados Unidos, las prefecturas japonesas y regiones de Europa (véanse Barro y Sala-i-Martin (1995) y Sala-i-Martin (1996)).

⁸ Este resultado está demostrado en Barro y Sala-i-Martin (1995) y Sala-i-Martin (1996).

$$(2) \quad P [Y(t_2)|1, Y(t_1)] = EY(t_2) + \lambda(Y(t_1) - EY(t_1))$$

donde

$$\lambda = \frac{\text{cov}(Y(t_2), Y(t_1))}{\text{var}(Y(t_1))}$$

P es el operador de proyecciones de mínimos cuadrados, donde $P(y|1, x_1, x_2, \dots, x_n)$ denota la proyección de y sobre $x_0 = 1, x_1, \dots, x_n$. Ésta se define como $\sum_{i=0}^n a_i x_i$, tal que los a_i minimizan el cuadrado de los errores de la siguiente ecuación: $y = a_0 + a_1 x_1 + a_2 x_2 + \dots + a_n x_n + e$. La derivación de la ecuación (2) y de la expresión para λ se encuentra en Sargent (1987).

El supuesto de que la distribución de los departamentos es estacionaria implica que su varianza es constante en t_1 y en t_2 . Teniendo esto en cuenta y desarrollando la expresión de la covarianza, se obtiene:

$$\lambda = \frac{\rho(Y(t_2), Y(t_1)) \{stdY(t_2) \cdot stdY(t_1)\}}{\text{var}(Y(t_1))} = \rho[Y(t_2), Y(t_1)]$$

donde ρ es el coeficiente de correlación entre las distribuciones en t_1 y t_2 , el cual es menor que uno (en valor absoluto) por definición. A partir de lo anterior se obtiene la siguiente ecuación para las regresiones tradicionales que estiman convergencia absoluta:

$$(3) \quad P[Y(t_2) - Y(t_1)|1, Y(t_1)] = \mu - (1-\lambda)Y(t_1)$$

con el coeficiente que acompaña al nivel inicial de ingreso ($Y(t_1)$) necesariamente negativo. Este resultado muestra que cualquier regresión de las tasas de crecimiento promedio en un período de tiempo respecto a una condición inicial, siempre tiene un coeficiente negativo aunque la distribución permanezca invariante en el tiempo.

Otra de las críticas de Quah (1996) al análisis tradicional es que si la estructura económica es tan distinta en cada sitio, ésta no puede ser la explicación de que se

encuentre la uniformidad del 2% en las tasas de convergencia. La explicación a este hecho estaría entonces en algo poco interesante desde el punto de vista del problema que se está estudiando, como sería la existencia de una raíz unitaria en las series. Quah demuestra que al reescribir la ecuación (1) como

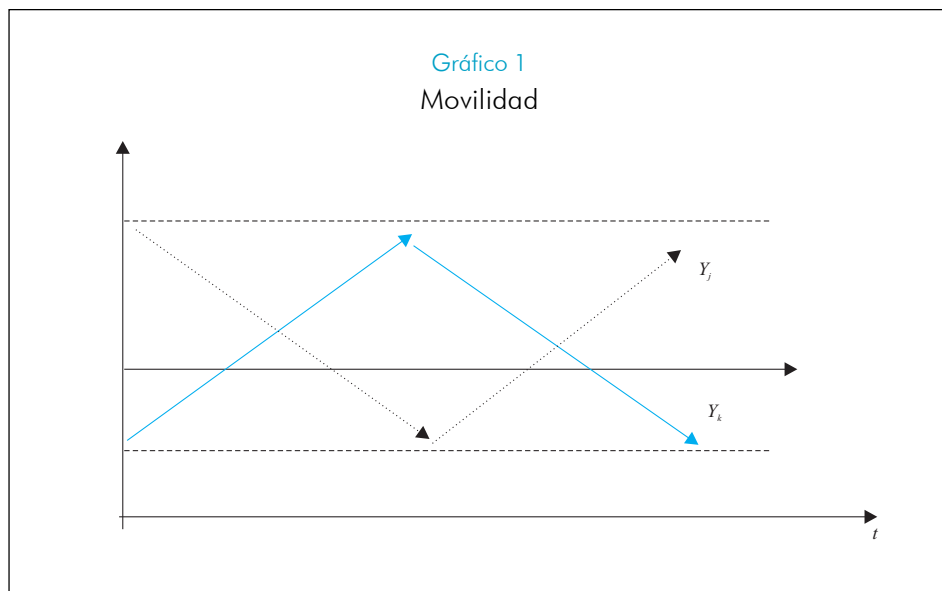
$$(4) \quad \frac{Y_{iT}}{T} = a + \frac{e^{-\beta T}}{T} Y_{i0} + u_{iT}$$

y si se absorbe el término T a ambos lados, se llega a la siguiente expresión:

$$(5) \quad Y_{iT} = a + b_T Y_{i0} + u_{iT} \text{ con } b_T = e^{-\beta T}$$

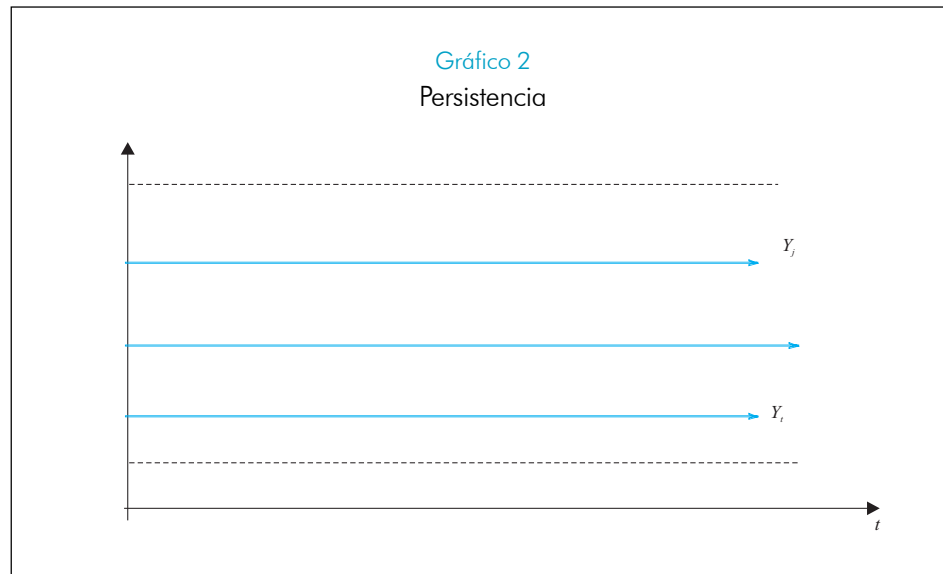
Cuando $\beta = 0,02$ y $T = 1$, b es igual a 0,98, lo que estaría sugiriendo que los resultados de las regresiones de convergencia β pueden estar reflejando simplemente la presencia de una raíz unitaria.

Quah (1996) también critica el concepto de convergencia tipo σ , en el sentido de que no tiene en cuenta la movilidad de las economías en el interior de la distribución. Este argumento lo ilustra mediante dos gráficos muy sencillos. En el Gráfico 1 se



muestran las sendas que siguen dos economías en el tiempo, las cuales se caracterizan por una alta movilidad, pasando de un lado a otro del estado estacionario, mientras que la desviación estándar (σ) no cambia. El Gráfico 2 también muestra el caso de un mundo donde σ no cambia, pero al contrario del primer caso, la desigualdad persiste en el tiempo.

De esta manera, las conclusiones de Quah sobre los conceptos tradicionales de convergencia son, en primer lugar, que la convergencia β no dice nada acerca de la dinámica de la distribución, ya que se obtiene un coeficiente negativo en la ecuación (3) aunque no haya convergencia. La segunda conclusión tiene que ver con el concepto de convergencia tipo σ , el cual no captura la dinámica en el interior de la distribución, como tampoco lo hace la convergencia β , lo cual cuestiona la relevancia de estos dos conceptos. Según Quah el análisis de datos de panel (que es el que se utiliza en este tipo de estimaciones) no muestra la dinámica de la distribución, ya que éste sólo registra el comportamiento de la media condicional y no de la distribución completa. Además, según Quah es un error sacar conclusiones dinámicas de las regresiones de convergencia, ya que éstas son estimaciones estáticas⁹.



⁹ Para ver la respuesta de Sala-i-Martin a estas críticas, véase Sala-i-Martin (2000), capítulo 10.

Bernard y Durlauf (1994) hacen otra crítica al análisis tradicional de la convergencia, en un sentido diferente al de las críticas de Quah, partiendo de dos definiciones de convergencia que se derivan del modelo de crecimiento neoclásico:

Definición 1: Convergencia como *catching up*

Los países i y j convergen entre t y $t+T$ si se espera que decrezca la disparidad en el nivel de producto per cápita (en logs) que hay en t . Si $Y_{i,t} > Y_{j,t}$,

$$E(Y_{i,t+T} - Y_{j,t+T} | \mathcal{I}_t) < Y_{i,t} - Y_{j,t}$$

Definición 2:

Los países i y j convergen si los pronósticos de largo plazo del ingreso per cápita (en logs) para ambos países son iguales en un momento fijo t ,

$$\lim_{k \rightarrow \infty} E(Y_{i,t+k} - Y_{j,t+k} | \mathcal{I}_t) = 0$$

De acuerdo con Bernard y Durlauf, un β estimado negativo en la ecuación (1) significa que las diferencias en el ingreso per cápita entre algunos pares de países han disminuido, lo que implica que varios países están convergiendo en el sentido de la definición 1. Sin embargo, estos tests no pueden identificar qué grupos de países están convergiendo y tampoco presentan evidencia sobre si las economías convergen en el sentido de la definición 2. Además, un coeficiente negativo en esta regresión es compatible con cierta clase de modelos estructurales que violan la definición 2 de convergencia¹⁰.

En conclusión, aunque las críticas de Quah y de Bernard y Durlauf no son las mismas, sí muestran las limitaciones de las regresiones que estiman la convergencia β y los problemas de las conclusiones que se derivan de los resultados obtenidos a partir de estas estimaciones. Por esa razón, es necesario analizar los problemas de la convergencia y la distribución del ingreso entre departamentos utilizando una

¹⁰ Algunos modelos de crecimiento endógeno.

metodología que permita obtener resultados y conclusiones más sólidos. Teniendo en cuenta que las regresiones tradicionales de convergencia se derivan del modelo de crecimiento neoclásico, es importante anotar que existen modelos teóricos que generan otro tipo de resultados, como polarización o persistencia. Ejemplos de este tipo de modelos son los presentados en Quah (1996a, 1997), Quah (1995) y Durlauf (1991). Estos le dan soporte a la metodología que usa Quah para estudiar la convergencia entre los países del mundo, y que es la utilizada en este trabajo.

III. ANTECEDENTES

Los estudios sobre convergencia regional en Colombia presentan resultados mixtos acerca de la existencia de convergencia entre los departamentos colombianos. Para el período de 1950 a 1989, Cárdenas, Pontón y Trujillo (1993) encuentran que el país es un caso exitoso de convergencia regional al demostrar que existe una tasa de convergencia de tipo β (absoluta) del 4% anual. Esta velocidad duplica la que ha sido estimada para Europa y países como los Estados Unidos y Japón. Sin embargo, al tomar los datos solo desde 1960, ya que esta información es más confiable, el resultado es una velocidad de convergencia de 3,2% al año. En cuanto a la existencia de convergencia σ , la conclusión es que la tendencia histórica apunta hacia una disminución de la dispersión regional. Por otra parte, Cárdenas y Escobar (1995) muestran que la velocidad de convergencia se reduce al 2,2% cuando se toma el período de 1950 a 1992. En cuanto a la dispersión de los niveles de ingreso per cápita encuentran que ésta disminuyó entre 1950 y 1980, pero que a partir de este año (1980-1992) aumenta. De esta manera, concluyen que para el caso colombiano la evidencia sobre convergencia σ es más débil que la de convergencia β . En este trabajo, los autores estudian el papel desempeñado por la infraestructura pública en el crecimiento departamental y en el proceso de convergencia, concluyendo que la inversión pública en infraestructura ha contribuido a este proceso.

Otro tipo de análisis es el desarrollado por Birchenall y Murcia (1997), el cual utiliza los avances de Quah para mirar la convergencia regional en el caso colombiano para el período de 1960 a 1994, y dentro de éste varios subperíodos. Esos avances tienen que ver con la utilización de la metodología de *Kernel estocástico* para analizar la convergencia. La conclusión sobre la dinámica del ingreso relativo en los departamentos entre 1960 y 1994 es que hay un grupo de regiones cuyo ingreso per cápita se consolida por encima del promedio nacional, que las regiones con menores niveles de ingreso por habitante en 1960 se mantienen en esta posición

en 1994, y que se observa convergencia en el ingreso per cápita en las regiones de ingreso medio. Después de estudiar los cambios en la distribución, los autores tratan de explicar las causas que están detrás de estos resultados, comparándolos con otros obtenidos con la información original, pero condicionados a tres variables diferentes que pueden afectar la convergencia. Estas variables son: la distancia entre las capitales de cada departamento y Bogotá, la relación entre la producción minera departamental y el promedio nacional, y las exportaciones regionales. Al condicionar por la primera variable encuentran que la evidencia a favor de la convergencia es menos fuerte que con la información original, por lo que la convergencia entre los departamentos de ingresos medios estaría explicada por la cercanía de los departamentos con Bogotá. En el caso de la minería, se encuentra que la evidencia a favor de la convergencia regional desaparece casi por completo cuando se tiene en cuenta el efecto de la minería sobre el crecimiento de las regiones. Con respecto a las exportaciones, encuentran que también explican parte de la convergencia. Estos resultados les permiten concluir que Colombia presenta gran persistencia en la distribución de ingresos entre los departamentos, ya que estos se encontraban en 1994 en la misma posición que en 1960.

El trabajo de Rocha y Vivas (1998) toma el período de 1980 a 1994 para estudiar los determinantes y patrones del crecimiento regional en Colombia. Para verificar si existe convergencia o no en el caso colombiano, utilizan una *predeterminación bayesiana* que permite estimar las tasas de convergencia y la distribución regional de los estados estacionarios regionales. El principal resultado que se deriva de ese ejercicio es la verificación de la hipótesis de persistencia en la desigualdad regional, al estimarse la distribución de las trayectorias de largo plazo en función de variables relevantes como la educación, las transferencias municipales y el acceso al crédito. En cuanto al rol que cumplen las transferencias intergubernamentales en el crecimiento de las economías regionales, las estimaciones muestran que éstas están relacionadas negativamente con el crecimiento del PIB departamental. Según los autores, ello quiere decir que la pobreza y su atención a través del gasto social, el cual se está midiendo a través de las transferencias, han tenido un efecto negativo sobre el crecimiento regional y no han contribuido a la corrección de las disparidades en el PIB.

Otros estudios que se han hecho en Colombia sobre convergencia regional son los de Bonet y Meisel (1999) y Soto (1998). Bonet y Meisel miran dos subperíodos: 1926 a 1960 y 1960 a 1995, utilizando los depósitos bancarios como *proxy* del ingreso departamental para el primer período. Para 1926 a 1960 encuentran evidencia

a favor de la existencia tanto de convergencia β como de convergencia σ . Por el contrario, para el período de 1960 a 1995 la evidencia sobre convergencia β es débil y encuentran que ha habido una polarización en la distribución de los ingresos regionales. Por otro lado, Soto hace una aproximación de panel para el período de 1960 a 1995 de donde concluye que no hay convergencia absoluta, pero sí condicional¹¹. En cuanto a la convergencia σ , no encuentra que haya habido una disminución sistemática en la dispersión de los ingresos departamentales.

Recientemente, Barón y Meisel (2003) hicieron un estudio acerca del proceso de descentralización colombiano en la década de los noventa y hallan que ésta no ha contribuido a reducir las disparidades regionales en el país, medidas como el coeficiente de variación del logaritmo del PIB per cápita. De otra parte, Barón (2003) utiliza diferentes medidas de disparidad, y encuentra que durante la década de los noventa aquella se incrementó, mientras que durante la de los ochenta es evidente la existencia de convergencia en los niveles de ingreso.

En síntesis, con excepción de los trabajos que siguen el análisis tradicional sobre la convergencia, la evidencia no parece sustentar la hipótesis de la existencia de convergencia entre los departamentos colombianos durante la segunda mitad del siglo XX¹².

IV. LAS ECONOMÍAS DEPARTAMENTALES DE 1985 A 1996

A. FUENTES DE INFORMACIÓN

La principal fuente de información que se utiliza en este trabajo es el sistema simplificado de cuentas departamentales del CEGA (SSCD), de donde se obtuvieron los datos del PIB, consumo final y la inversión neta de las administraciones públicas por departamentos para el período de 1985 a 1996, que es el lapso que por ahora cubren estas cuentas¹³. Los datos sobre PIB departamental también se tomaron de las cuentas regionales de Inandes y del Departamento Administrativo

¹¹ Las variables que tiene en cuenta en el modelo para verificar convergencia condicional son: PIB per cápita inicial, educación secundaria, variable sectorial y crecimiento poblacional.

¹² En el Anexo 1 se presenta un cuadro-resumen con las principales conclusiones de estos estudios.

¹³ El SSCD construido en el CEGA está basado en la más reciente revisión del Sistema de Cuentas Nacionales (SCN, 1993), pero se ha tenido en cuenta la adaptación de esta versión para Colombia efectuada por el DANE y sus resultados. El SSCD está disponible para 25 departamentos (24

Nacional de Estadística (DANE), que son las que se han usado en todos los trabajos sobre convergencia regional en Colombia, con el fin de establecer algunas diferencias (y/o similitudes) con los del CEGA.

Las diferencias que se pueden encontrar entre las cifras del CEGA y las del DANE se deben fundamentalmente a que la metodología utilizada para calcular el producto interno bruto departamental no es la misma. En la del DANE se parte de la información a nivel nacional por actividad económica, y se seleccionan indicadores estadísticos que permiten la asignación de la producción según su origen departamental, lo que implica que la sumatoria de los productos regionales es igual al producto interno bruto nacional. En cambio en el SSCD, las estimaciones de la cuenta de producción, así como de las otras cuentas, se realizan directamente a partir de los datos departamentales para la mayor parte de los rubros. En sectores para los que no existe información departamental, como el caso de los servicios, se utiliza la misma metodología del DANE. De otra parte, las cuentas del CEGA no se limitan a calcular el PIB departamental a partir de las cuentas de producción, ya que el sistema también tiene en cuenta la generación de ingresos y su utilización¹⁴.

Las cifras del SSCD en general son menores que las del DANE, pero no para las economías más grandes (Bogotá, Antioquia, Valle y Cundinamarca), donde los datos del CEGA son mayores. Es así como para 1996, estos cuatro departamentos tienen el 61,2% del PIB total según el CEGA, mientras que de acuerdo con la información del DANE, los mismos representan el 55% del total, lo cual indica que el PIB está más concentrado geográficamente en las cuentas del CEGA.

B. EL PRODUCTO INTERNO BRUTO¹⁵

En cuanto al PIB per cápita departamental, los datos del SSCD muestran que los departamentos con mayor PIB per cápita son Bogotá, Valle y Antioquia a lo largo

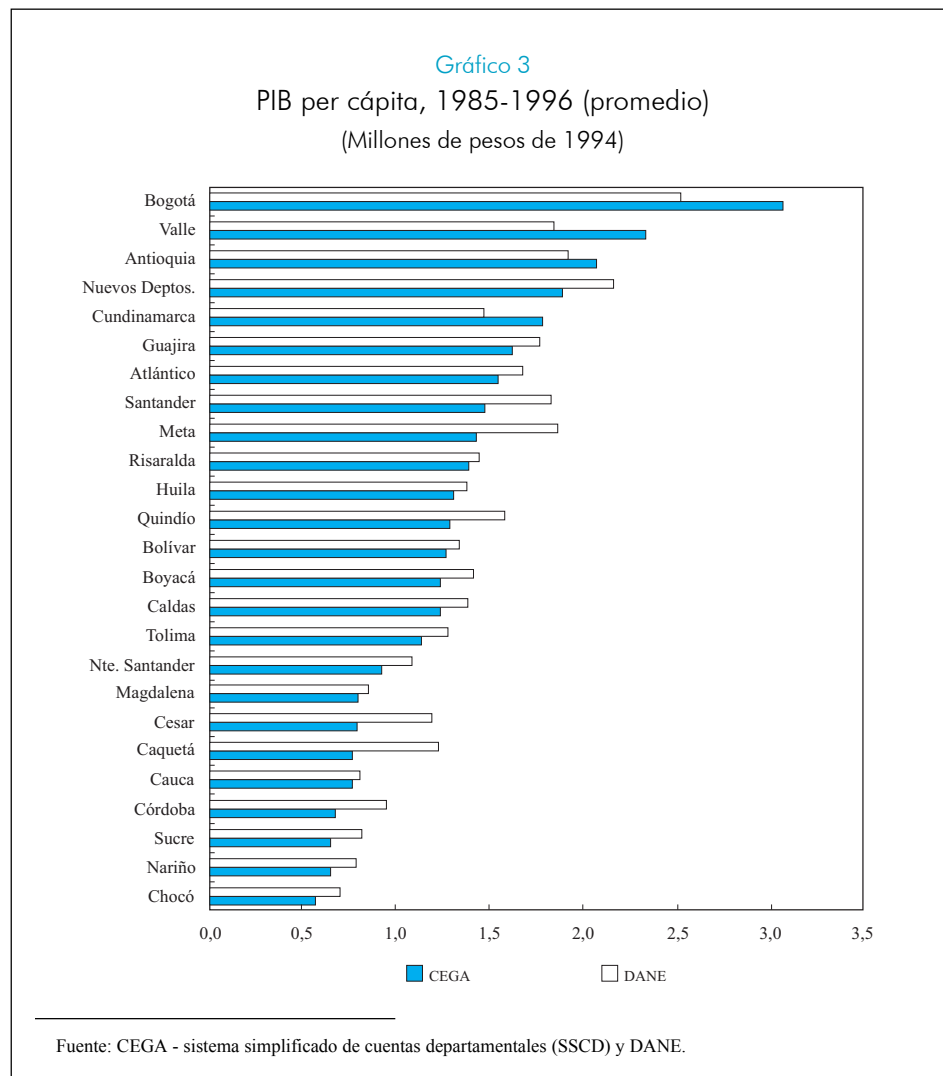
tradicionales y los nuevos departamentos –Amazonas, Arauca, Casanare, Guaviare, Guainía, Putumayo, San Andrés, Vaupés y Vichada- agrupados en uno solo) en el período de 1985 a 1996.

¹⁴ La fuente primaria de información que utiliza el CEGA para obtener los datos de consumo e inversión de las administraciones públicas es la información presupuestal de las entidades, la cual es suministrada al DANE por la Contraloría General de la Nación para su sistematización y la realización de las Cuentas Nacionales.

¹⁵ En el Anexo 2 se presentan las principales estadísticas de esta variable, el consumo público y la inversión pública.

de casi toda la muestra. El Distrito Capital tiene durante todo el período el mayor ingreso por habitante y sólo entre cinco y seis departamentos tienen PIB per cápita superior al promedio nacional¹⁶. De otra parte, el Gráfico 3 muestra que los departamentos que tienen menor ingreso per cápita son Chocó, Nariño y Sucre.

Al calcular el PIB per cápita de cada departamento con respecto al de Bogotá se pueden establecer algunos grupos relativamente estables en el tiempo. El primero



estaría compuesto por los departamentos que tienen un ingreso per cápita menor o igual al 30% del de Bogotá; el segundo, por los que tienen entre el 30% y la mitad del PIB per cápita de Bogotá, y el tercero, por los que tienen más de la mitad de éste.

- Grupo 1: Cauca, Caquetá, Chocó, Córdoba, Magdalena, Nariño, Norte de Santander (desde 1992) y Sucre.
- Grupo 2: Atlántico (desde 1992), Bolívar, Boyacá, Caldas, Huila, Meta, Norte de Santander (hasta 1991), nuevos departamentos (1985), Quindío, Risaralda, Santander y Tolima.
- Grupo 3: Atlántico (hasta 1991), Cundinamarca (50%-60%), Guajira (50%-65%), antioquia (60%-70%), Valle (70-80%) y nuevos departamentos (50-82%).

El cambio en este ingreso per cápita relativo, durante el período o subperíodos dentro de él, nos muestra los departamentos que ganaron y perdieron con relación a Bogotá. Para el período de 1985 a 1996, la mitad de los departamentos ganó y la otra mitad perdió, siendo los que más perdieron Quindío, Atlántico, Caldas y Antioquia, y los que más ganaron, los nuevos y Guajira¹⁷. Sin embargo, al analizar por separado los años de 1985 a 1990 y de 1990 a 1996, se observa que entre 1985 y 1990 solo cuatro departamentos perdieron con respecto a Bogotá en términos de ingreso per cápita (Quindío, Atlántico, Sucre y Santander), mientras que entre 1990 y 1996 fueron sólo cinco los que ganaron (nuevos departamentos, Cesar, Santander, Magdalena y Meta).

De otra parte, durante el período de 1985 a 1996 se observa una ampliación de las brechas entre departamentos, ya que se advierte un incremento de la desviación estándar del ingreso per cápita departamental. Es así como, desde el punto de vista del concepto de convergencia σ , hay evidencia de divergencia.

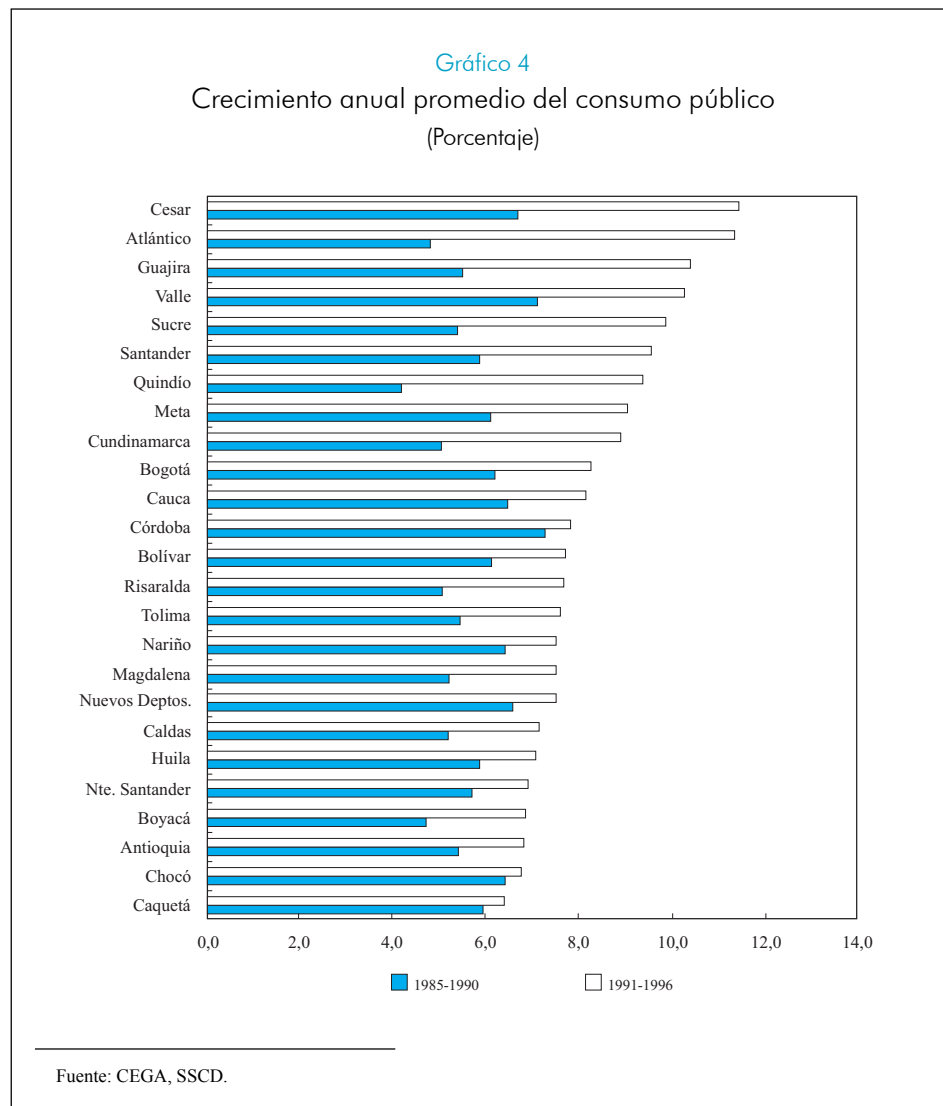
C. EL CONSUMO PÚBLICO

La evolución del consumo público departamental durante el período de 1985 a 1996 muestra un crecimiento sostenido, especialmente en los años noventa. En

¹⁶ Estos departamentos son: Bogotá, Valle, Antioquia, Cundinamarca y los nuevos departamentos, y para algunos años Guajira (1989, 1991 a 1993) y Atlántico (1985 a 1986).

¹⁷ Los otros departamentos que ganan son Santander, Cauca, Magdalena, Chocó, Tolima, Cesar, Cundinamarca, Córdoba, Valle y Meta; los que pierden, Norte de Santander, Sucre, Risaralda, Caquetá, Huila, Nariño, Boyacá y Bolívar.

términos reales, el consumo de las administraciones públicas creció en promedio entre 4% y 7% anual de 1985 a 1990, mientras que en el período de 1991 a 1996 la tasa de crecimiento estuvo entre el 6,4% (Caquetá) y el 11,5% (Cesar), según se observa en el Gráfico 4. Como es de esperar, la mayor parte del consumo de las administraciones públicas (más del 25%) se hace en Bogotá, seguido por Antioquia (13%), Valle (9%) y Cundinamarca (5%).



En términos per cápita, dentro de los departamentos donde hay un mayor consumo público se encuentran Quindío, Cundinamarca y los nuevos departamentos, aparte de Bogotá. El consumo público per cápita en estos departamentos duplica el de departamentos como Sucre, Córdoba, Atlántico y Cesar, donde se registran las cifras más bajas. Por ejemplo, en 1996 el consumo público por habitante en Quindío fue alrededor de \$512.000 y en Córdoba apenas \$240.000, siendo el promedio nacional \$433.000.

Al analizar la relación del consumo público con otras variables se observan dos hechos importantes. En primer lugar, que existe una correlación positiva entre el ingreso per cápita y el consumo público per cápita, aunque la magnitud del coeficiente de correlación se reduce si no se tiene en cuenta a Bogotá, ya que en 1996 éste pasa de 0,74 a 0,56¹⁸. En segundo lugar, se puede decir que, en promedio, en los departamentos con más personas pobres el consumo per cápita de las administraciones públicas es menor que en los demás¹⁹.

¿Cuáles factores de tipo institucional pudieron afectar el consumo de las administraciones públicas en el período?

En 1985, los recursos que le transfería el Gobierno central a las regiones provenían principalmente del situado fiscal²⁰ y de la participación de los municipios sobre el recaudo del IVA, los cuales se repartían de manera semejante: el 30% en partes iguales entre todos los departamentos (municipios) y el 70% restante de acuerdo con la población de cada uno. En 1986, mediante la Ley 12 se estableció un incremento progresivo en la transferencia del IVA a los municipios y se eliminó el componente territorial de esta transferencia, es decir, la porción que se repartía en partes iguales entre todos los municipios. Además, se incorporó una cesión adicional para municipios con menos de 100 mil habitantes, que dependía en alguna medida del esfuerzo fiscal de cada uno de estos municipios. Con la Constitución de 1991 se buscó profundizar el proceso de descentralización redefiniendo las funciones de los distintos niveles de gobierno, otorgándole más responsabilidades a las entidades territoriales y aumentando el monto de las transferencias. En las fórmulas

¹⁸ En el Anexo 3 se presentan los coeficientes de correlación entre estas y otras variables para los años 1985 y 1996.

¹⁹ El número de pobres se tomó como el número de personas con necesidades básicas insatisfechas (NBI). Fuente: SISD-DNP.

²⁰ El situado fiscal fue el sistema de transferencias creado mediante el Acto Legislativo 1 de 1968 con el fin de descentralizar los servicios de salud y educación.

de repartición de los recursos se introdujeron criterios como la eficiencia administrativa y el esfuerzo fiscal para las transferencias a departamentos y municipios, y el número de personas con necesidades básicas insatisfechas y el progreso demostrado en calidad de vida, en el caso de las transferencias a los municipios.

Con base en el análisis que se ha hecho hasta el momento se puede concluir que las reformas llevadas a cabo a principios de los años noventa tuvieron un efecto importante sobre el monto del gasto público, especialmente del consumo de las administraciones públicas, pues éste tuvo tasas de crecimiento mayores entre 1991 y 1996 que en el período de 1985 a 1990. Sin embargo, los cambios introducidos en las fórmulas de repartición del situado fiscal²¹ y de las transferencias a los municipios no parecen haber tenido efectos notables en la distribución del consumo público a nivel regional, por lo menos hasta 1996. Teniendo esto en cuenta, se podría esperar que esta variable no haya tenido ningún efecto significativo sobre la dinámica de la distribución del ingreso entre los departamentos colombianos.

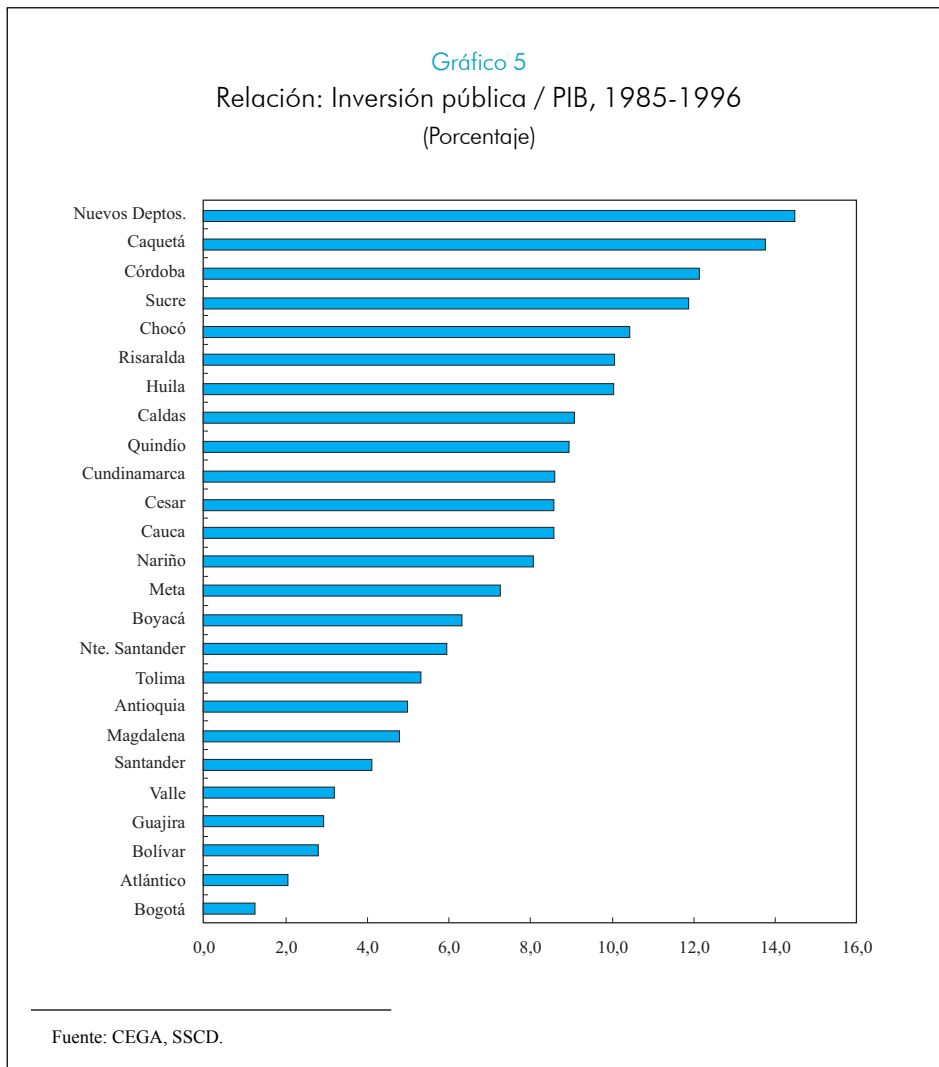
D. LA INVERSIÓN PÚBLICA

La inversión neta de las administraciones públicas²² no tiene un patrón estable durante el período 1985-1996, a diferencia del consumo. En términos per cápita, los nuevos departamentos fueron los que más inversión recibieron de parte del sector público, junto con Cundinamarca y Risaralda. De otra parte, los departamentos con menos inversión pública per cápita son Bogotá y algunos de la Costa Atlántica (Atlántico, Bolívar, Magdalena). Dentro de los departamentos más pobres, Chocó tiene uno de los niveles más bajos de inversión pública por habitante durante gran parte del período, pero a partir de 1994 ésta se dispara de tal forma que en 1995 y 1996 su inversión pública per cápita sólo es menor que la de los nuevos departamentos. Es importante anotar que mientras que en 1985 la inversión pública por habitante de los nuevos departamentos era diez veces más grande que la del departamento con menos inversión pública per cápita (Atlántico), en 1996 ésta fue sólo seis veces mayor.

²¹ El 15% del situado fiscal se debía repartir en partes iguales entre todos los departamentos, y el resto de acuerdo con el número de usuarios actuales y potenciales de los servicios que se atienden con estos recursos, teniendo en cuenta además, la eficiencia administrativa y el esfuerzo fiscal.

²² La inversión neta se calculó como la diferencia entre el stock de capital de las administraciones públicas en t y $t - 1$.

Por otro lado, la mayor proporción de inversión pública la tiene Antioquia, con el 17% del total, seguido por Valle y Cundinamarca (9,5%), los nuevos departamentos (9,2%) y Bogotá (6,7%). En cuanto a la participación de la inversión pública dentro del PIB departamental, los nuevos departamentos tienen la tasa más alta para el período de 1985 a 1996 (14,5%). En el otro extremo se encuentra Bogotá, donde la relación inversión pública / PIB es en promedio 1,3%, tal como se muestra en el Gráfico 5.



De esta forma, es difícil definir cuál ha sido el patrón de distribución de la inversión pública cuando se mira en términos per cápita, pero sí se puede decir que, como porcentaje del PIB, los departamentos que tienen más inversión pública son los más pobres y atrasados.

V. LA DISTRIBUCIÓN ESPACIAL DEL INGRESO ENTRE LOS DEPARTAMENTOS COLOMBIANOS

A. METODOLOGÍA

La metodología que se utiliza para analizar la dinámica de la distribución del ingreso entre los departamentos colombianos es la que usa Quah (1996, 1996a, 1997) en sus trabajos sobre convergencia, basada en la estimación de *kernels estocásticos*. Esta metodología permite ver cómo evoluciona una distribución en el tiempo, al igual que los movimientos en el interior de la misma.

Sea F_t la distribución de ingresos entre departamentos en el momento t . La ley de movimiento de F_t está dada por:

$$(6) \quad F_{t+1} = M \cdot F_t,$$

donde M hace corresponder (“mapea”) una distribución en otra, y permite ver dónde terminan los puntos de F_t en F_{t+1} . La ecuación (6) es un proceso autorregresivo de primer orden estándar, excepto porque sus valores son distribuciones y no escalares o vectores de números, y no contiene un término de error. Una primera aproximación a la matriz M se hace tomando el ingreso per cápita de cada departamento relativo al del país, y creando un número discreto de intervalos de acuerdo con los posibles valores de los ingresos relativos. El componente (j, k) de esta matriz indica la probabilidad de que un departamento que en 1985 estaba en el estado j se encuentre en el estado k en 1996 (Cuadro 1).

Una matriz de probabilidades de transición como la anterior constituye una primera aproximación al análisis de la dinámica de la distribución del ingreso entre los departamentos, ya que la división en intervalos discretos puede distorsionar la dinámica²³. Una solución más apropiada consiste en dividir el espacio de ingresos en un número infinito de intervalos, por lo que la matriz de probabilidades de transición correspondiente va a tender a una matriz con un continuo de filas y colum-

Cuadro 1
 PIB per cápita relativo
 Transición, 1985-1996

	Límite superior					
	0,4	0,6	0,8	1,0	1,4	2,0
0,4	0,667	0,333	0,000	0,000	0,000	0,000
0,6	0,167	0,833	0,000	0,000	0,000	0,000
0,8	0,000	0,000	0,714	0,143	0,000	0,143
1,0	0,000	0,000	0,250	0,750	0,000	0,000
1,4	0,000	0,000	0,000	0,250	0,750	0,000
2,0	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	1,000

Fuente: Esta matriz está construida con base en los datos del SSCD del CEGA.

nas que se denomina *kernel estocástico*, el cual es una función de distribución de probabilidad dinámica.

El método econométrico que se usa para aproximarse a esta función de distribución es la estimación de densidad de kernel. Los estimadores de densidad de kernel (KDE), en su forma más simple pueden ser pensados como histogramas suavizados, pero evitan muchos de los problemas de los histogramas²⁴. A continuación se presenta la definición de los estimadores (KDE) para los casos univariado y bivariado²⁵.

- KDE univariado:

Dados n puntos X_1, X_2, \dots, X_n , se puede pensar que un KDE se obtiene poniendo una elevación en cada punto y sumando después la altura de cada una en cada

²³ Estas se pueden entender como "probabilidades muestrales", en donde las unidades muestrales son los departamentos. En la literatura se ha utilizado información de países para calcularlas.

²⁴ La apariencia de un histograma depende de la selección de la amplitud de los intervalos y del punto desde el cual se empieza (origen), una selección que es arbitraria en ambos casos.

²⁵ Véase Silverman (1986).

punto sobre el eje X . La forma de ésta se define por una función matemática, el kernel $K(x)$, cuya integral es igual a 1, mientras que su amplitud está determinada por una ventana, h^{26} . Matemáticamente el KDE univariado está dado por:

$$\hat{f}(x) = \frac{1}{nh} \sum_{i=1}^n K\left(\frac{x - X_i}{h}\right)$$

La forma de $\hat{f}(x)$ depende fundamentalmente de la elección de h .

- KDE bivariado:

En este caso el kernel se vuelve una función de dos variables, $K(x,y)$, cuya integral también es igual a 1. La representación matemática del KDE, $\hat{f}(x,y)$, depende en general, de una matriz simétrica de 2x2 positiva definida, H . Suponiendo una matriz H diagonal:

$$H = \begin{pmatrix} h_1^2 & 0 \\ 0 & h_2^2 \end{pmatrix}$$

el KDE bivariado, $f(x,y)$, está dado por:

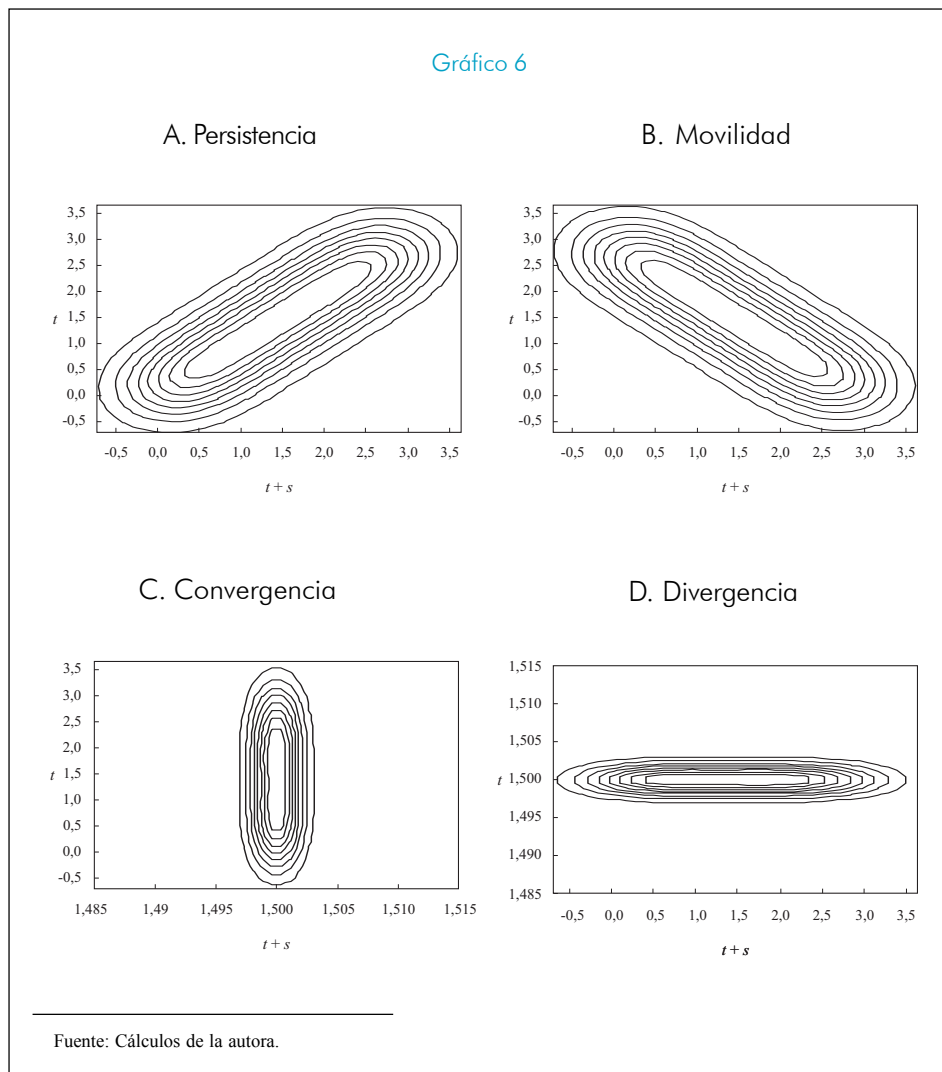
$$\hat{f}(x,y) = \frac{1}{nh_1h_2} \sum_{i=1}^n K\left(\frac{x - X_i}{h_1}, \frac{y - Y_i}{h_2}\right)$$

donde h_1 y h_2 representan la amplitud de las ventanas en las direcciones X y Y , respectivamente.

El KDE univariado muestra en este caso, una “foto” de la distribución del ingreso entre departamentos en un momento t del tiempo, mientras que el bivariado permite ver cómo cambia la distribución entre t y $t+s$.

²⁶ h es una ventana de amplitud y es el parámetro que determina el grado de suavización inherente en la estimación. Mientras mayor sea la amplitud de la ventana más suave es la función de densidad estimada. Véase Silverman (1986), capítulo 2.

Para el caso bivariado, el Gráfico 6 muestra en el eje x el PIB per cápita relativo (al PIB nacional promedio) en 1996, en el eje y esta misma variable pero en 1985, y en el eje z , la función $\hat{f}(x,y)$. Se presenta además, otro gráfico con las líneas de contorno, el cual permite ver de manera un poco más clara la dinámica de la distribución. En este gráfico, el 100% de las observaciones se encuentran dentro de la línea exterior y el anillo interior muestra la parte de la distribución con mayor densidad. Cada línea señala los puntos para los cuales $\hat{f}(x,y)$ tiene un valor cons-



tante. Para mostrar los principales resultados que se pueden obtener a partir de los kernels se construyeron gráficos que ilustran los casos de persistencia, movilidad, convergencia y divergencia.

En el Gráfico 6A las características de la distribución no cambian, lo que quiere decir que los pobres siguen siendo pobres y los ricos siguen siendo ricos. El Gráfico 6B, que presenta el caso de la movilidad, muestra una situación completamente opuesta, donde los que inicialmente eran ricos ahora son pobres y viceversa. De otra parte, el Gráfico 6C señala el contorno para el caso en que hay convergencia, ya que en $t+s$ la distribución se concentra alrededor de un punto. Lo contrario pasa en el Gráfico 6D, en el cual hay divergencia.

Una forma de ver estos casos desde el punto de vista estadístico es a través de pruebas de correlación no paramétricas²⁷, tales como la prueba de correlación de Spearman²⁸. Esta prueba se basa en el ordenamiento de las observaciones de mayor (menor) a menor (mayor) y el coeficiente de correlación se calcula a partir del puesto en el cual se sitúa cada observación. Se define como:

$$r_s = 1 - \frac{6 \sum_{i=1}^n [R(X_i) - R(Y_i)]^2}{n(n^2 - 1)}$$

donde $R(X_i)$ y $R(Y_i)$ indican el puesto que ocupan las observaciones X_i y Y_i dentro de todos los valores de las variables X y Y , respectivamente.

En el caso 6A, es decir cuando hay persistencia en la distribución, el valor del coeficiente de correlación debería ser 1, ya que ningún departamento cambiaría de posición entre los años t y $t+s$. Por otra parte, en el caso de movilidad perfecta (Gráfico 6B) el coeficiente de correlación debería ser igual a -1, ya que el orden de las posiciones de los departamentos se invertiría entre t y $t+s$. En los casos de convergencia y divergencia (gráficos 6C y 6D) la correlación es igual a cero. La diferencia entre estos dos casos puede determinarse mediante una prueba de hipótesis sobre el cociente de las varianzas de la muestra en los dos momentos del

²⁷ Se escogió una prueba no paramétrica para efectos de consistencia, ya que la metodología que se utiliza en este trabajo tiene esta característica. Adicionalmente, el coeficiente de correlación de Spearman permite relaciones no lineales.

²⁸ Véase Conover (1980), p. 252.

tiempo. Así, si X es el ingreso per cápita de los departamentos en el año t y Y el del año $t+s$, la hipótesis nula sería $\frac{Var(X)}{Var(Y)} = 1$, mientras que la alternativa sería $\frac{Var(X)}{Var(Y)} > 1$ en el caso de convergencia y $\frac{Var(Y)}{Var(X)} > 1$ si se espera que haya divergencia. La prueba de hipótesis a llevar a cabo se define a partir del resultado de los gráficos del KDE como una manera de comprobar este resultado estadísticamente. Los resultados de las pruebas de correlación que se realizan en las próximas secciones se presentan en el Anexo 4.

B. LA DINÁMICA DE LA DISTRIBUCIÓN (ESPACIAL) DEL INGRESO ENTRE LOS DEPARTAMENTOS

Los resultados para el período de 1985 a 1996 muestran básicamente una gran persistencia en la distribución departamental del ingreso, independientemente de los datos que se tomen, ya que la mayor parte de los gráficos 7 y 8²⁹ se encuentra concentrado sobre la diagonal de 45 grados³⁰. La persistencia en la distribución se confirma a partir del valor del coeficiente de correlación de Spearman (r_s), que en el caso de los datos del CEGA es 0,85 y en el de los datos del DANE es 0,83, lo cual indica que hay una relación fuerte entre la posición de un departamento en 1985 y la de 1996³¹. Esto significa que en términos relativos, la mayoría de los departamentos se encuentra en 1996 en una posición similar que en 1985 (gráficos 5 y 6)³², lo cual implica que durante este período el crecimiento del PIB per cápita de los departamentos mantuvo más o menos el mismo patrón que en años anteriores. La excepción es el caso de los nuevos departamentos, que muestran una mejoría relativa durante el período de 1985 a 1996. Una explicación para este comportamiento puede ser el incremento de la producción petrolera durante estos años en algunos de esos departamentos, la cual incrementó el PIB a un ritmo mucho mayor que el del crecimiento de la población.

²⁹ Se presentan dos gráficos: el KDE y su contorno.

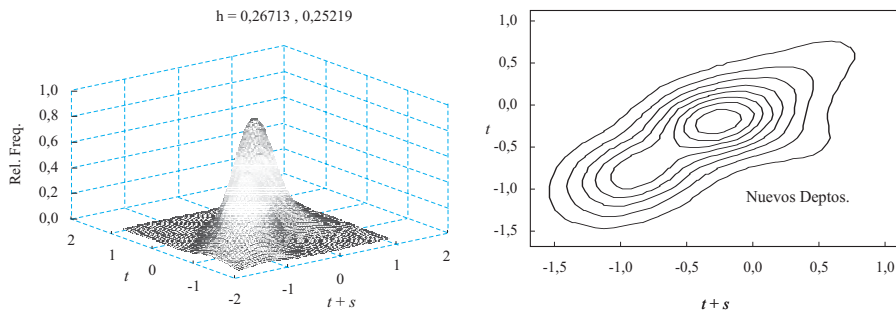
³⁰ Las estimaciones se hicieron usando la función de distribución de probabilidad normal y valores de h elegidos siguiendo el método descrito en Silverman (1986), en el que se hace referencia a una distribución estándar. (Véase Silverman, pp. 45-48).

³¹ Los dos coeficientes son estadísticamente mayores que cero con significancia del 99%. Véase Anexo 4.

³² Los datos de PIB per cápita relativo que se utilizan de ahora en adelante se tomaron en logaritmos.

Gráfico 7

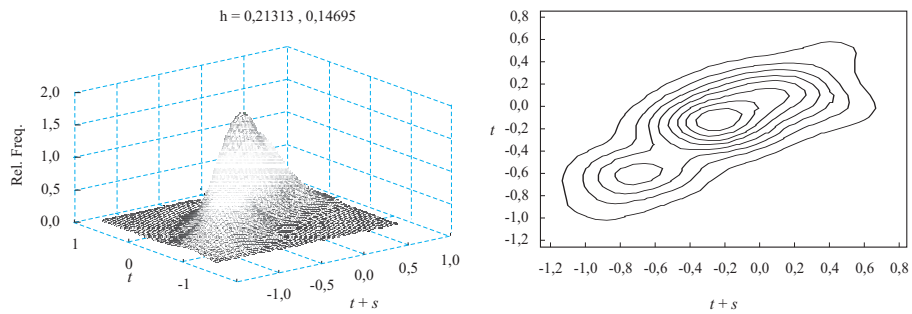
Dinámica del PIB per cápita relativo de los departamentos colombianos, 1985-1996



Fuente: Datos CEGA, SSCD.

Gráfico 8

Dinámica del PIB per cápita relativo de los departamentos colombianos, 1985-1996



Fuente: Datos del DANE.

Este mismo ejercicio se llevó a cabo utilizando la información del DANE e Inandes para los períodos de 1980 a 1998 y de 1960 a 1998. Entre 1980 y 1998 se observa cierta convergencia en los departamentos de ingresos medios, lo cual podría estar sugiriendo la existencia de “clubes de convergencia”. Para este período, el coeficiente de correlación (r_s) es igual a 0,66, y aunque es significativamente mayor que cero desde el punto de vista estadístico, su magnitud revela una relación menos fuerte que la del caso anterior (1985-1996).

Por otra parte, lo que muestra el kernel para el período de 1960 a 1998 es una tendencia hacia la divergencia en la distribución del ingreso entre los departamentos colombianos (gráficos 9 y 10)³³. Durante este período de casi 40 años sobresalen dos departamentos que permanecieron más o menos en la misma posición con relación a los demás y que además se separan del resto: Bogotá y Chocó. Bogotá tenía el PIB per cápita más alto relativo al del país en 1960 y en 1998 su posición era la misma. Lo mismo ocurre con Chocó que es el departamento más pobre tanto en 1960 como en 1998, lo cual indica que el ingreso per cápita de este departamento siguió creciendo a tasas más bajas que el del resto del país durante todo el período. Dado que Bogotá y Chocó, junto con los nuevos departamentos, parecen ser casos aislados, para este período se calculó r_s sin tener en cuenta estos tres departamentos. Se obtuvo un coeficiente igual a 0,37, que es estadísticamente diferente de cero para un nivel de significancia de 90%, pero igual a cero para un nivel de 95%. De otra parte, la prueba de hipótesis para verificar si las varianzas son iguales o si la varianza de la muestra en 1998 es mayor, muestra que para un nivel de significancia del 90% se rechaza la hipótesis de que las varianzas sean iguales y se acepta que la varianza en 1998 es mayor que en 1960³⁴. Esto quiere decir que sí existe evidencia estadística acerca de la divergencia durante este período, aunque ciertamente no es tan contundente, ya que se está en el límite de aceptar o rechazar la hipótesis nula en las dos pruebas.

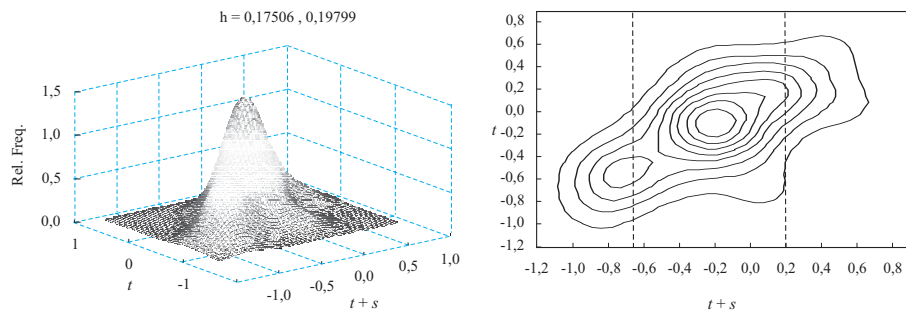
Este resultado es contrario al encontrado por Birchenall y Murcia (1997) para el período de 1960 a 1994, ya que ellos encuentran convergencia en los departamentos

³³ En este gráfico los departamentos que se encuentran aparte de los demás son Chocó (esquina inferior izquierda) y los nuevos departamentos.

³⁴ El estadístico para llevar a cabo esta prueba de hipótesis es $\frac{Var(Y_{1998})}{Var(Y_{1960})} = 1.85 \sim F_{(20,20)}$ y el valor crítico para rechazar la hipótesis de que las varianzas son iguales es 2,12 para un nivel de significancia de 95% y 1,79 para un nivel de significancia del 90%. Esto significa que H_0 se rechaza en el último caso.

Gráfico 9

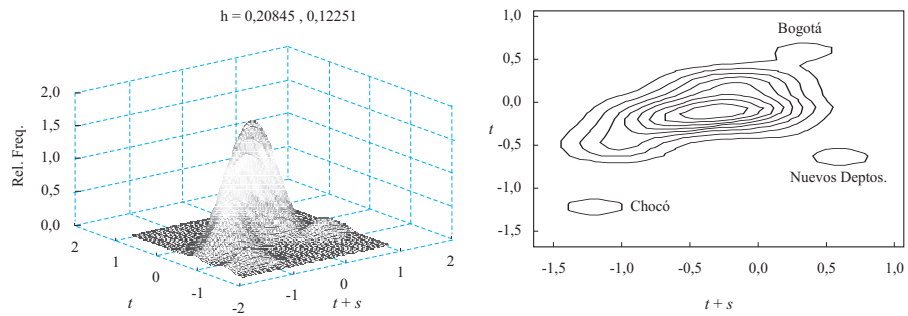
Dinámica del PIB per cápita relativo de los departamentos colombianos, 1980-1998



Fuente: Datos del DANE.

Gráfico 10

Dinámica del PIB per cápita relativo de los departamentos colombianos, 1980-1998



Fuente: Datos de Inandes-DANE.

de ingreso medio durante este período. Con el fin de verificar si las diferencias en los resultados obedecían a la inclusión de los años de 1995 a 1998, se replicó el ejercicio para el período de 1960 a 1994. De nuevo, los resultados mostraron divergencia de los ingresos per cápita departamentales. Llama la atención el contraste entre ambos estudios puesto que, en este caso, ambos aplican la misma metodología y utilizan la misma fuente de información del DANE e Inandes.

C. ANÁLISIS CONDICIONADO: EL PAPEL DEL CONSUMO PÚBLICO Y LA INVERSIÓN PÚBLICA

Para mirar si el consumo y la inversión del Estado han tenido algún efecto en la distribución del ingreso (per cápita) entre los departamentos colombianos, una vez se ha analizado la dinámica de dicha distribución, se lleva a cabo el mismo análisis pero condicionado por estas dos variables. Siguiendo a Quah (1995), las distribuciones condicionales se calculan a partir de una regresión donde la variable del lado izquierdo es la tasa de crecimiento del PIB per cápita relativo, y las del lado derecho son la participación del consumo y de la inversión de las administraciones públicas en el PIB (relativas al promedio) en los momentos $t-1$, t y $t+1$ ³⁵. Esta ecuación se estima mediante mínimos cuadrados ordinarios (MCO), pero sin permitir efectos fijos ya que estos dejarían sin explicar las diferencias permanentes en el crecimiento, que es precisamente lo que se quiere entender. Los resultados de la regresión se presentan en el Anexo 5 (regresión 1).

A partir de esta regresión se obtuvo la parte del PIB per cápita (relativo) no explicada por el consumo y la inversión de las administraciones públicas, que es la distribución condicionada. Para calcularla se partió de que para todo t y todo j (departamento) se tiene que

$$(6) \quad y_{jt} = y_{j0} \cdot e^{g_{jt}}$$

donde g es la tasa de crecimiento de y , que en este caso es el PIB per cápita relativo.

³⁵ En esta regresión no se asume que las variables por las que se condiciona son exógenas; con ella se genera la distribución apropiada independientemente de la exogeneidad de las variables del lado derecho.

Con la regresión realizada anteriormente se estimó el crecimiento explicado por el consumo y la inversión de las administraciones públicas, el cual se acumuló en el tiempo para obtener g_{jt} (para cada t).

Al sacar logaritmos en la ecuación anterior, y teniendo en cuenta que se estiman las tasas de crecimiento, se tiene

$$(7) \quad \ln y_{jt} = \ln y_{j0} + \hat{g}_{jt} + \varepsilon_{jt}$$

de donde

$$\varepsilon_{jt} = \ln y_{jt} - (\ln y_{j0} + \hat{g}_{jt})$$

Para aproximarse al nivel inicial, se asume que éste está determinado por las variables explicativas de la regresión, por lo que se puede escribir

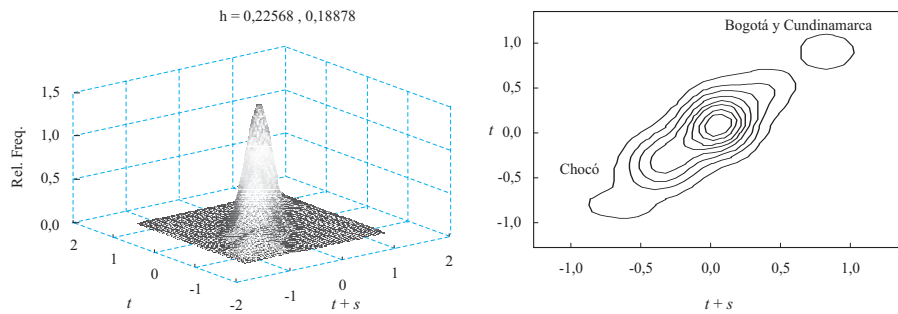
$$(8) \quad \varepsilon_{jt} = \ln y_{jt} - (aG_j + bI_j + \hat{g}_{jt})$$

donde G_j e I_j son los promedios del consumo público y la inversión pública para cada departamento. La idea es encontrar los coeficientes a y b que minimicen ese error, y una vez que se obtienen se calcula el PIB per cápita relativo (en logs) condicionado a partir de la última ecuación. Éste es simplemente un residuo, es decir la parte no explicada por las variables que se escogieron para hacer el análisis de la distribución condicionada. A continuación, se presenta el kernel obtenido a partir de esta distribución.

Lo que muestra el Gráfico 11 es que después de controlar por el consumo y la inversión de las administraciones públicas, la dinámica de la distribución del ingreso per cápita entre los departamentos colombianos no cambia, ya que prácticamente toda la masa del kernel se encuentra sobre la diagonal de 45° indicando *persistencia* en la distribución. Este resultado se comprueba a partir del test de correlación de Spearman, que arroja un coeficiente de correlación de 0,9 (véase Anexo 4). Sin embargo, a diferencia de la distribución original, en la condicionada se observa un fenómeno de *polarización*. Es decir, hay unos departamentos que están aparte, con ingreso más alto que los demás, que son Bogotá y Cundinamarca. El mismo resultado se observa en los gráficos 12 y 13, que corresponden a las regresiones donde sólo se incluye el consumo (regresión 2) y la inversión (regresión 3) al lado derecho, respectivamente. Cuando se condiciona por el consumo

Gráfico 11

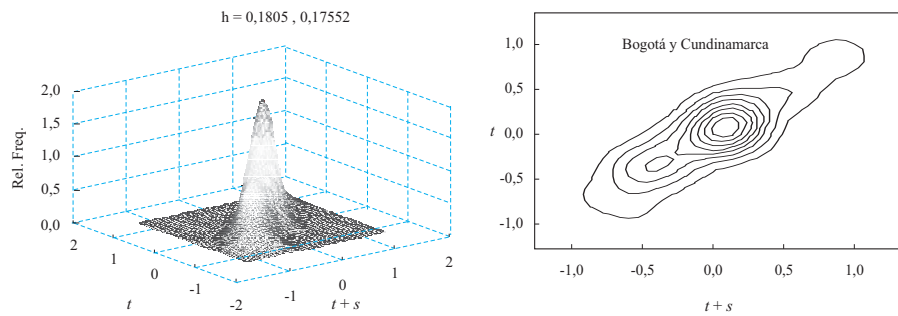
Dinámica del PIB per cápita condicionado por el consumo y la inversión de las administraciones públicas



Fuente: CEGA -SSCD- y cálculos de la autora.

Gráfico 12

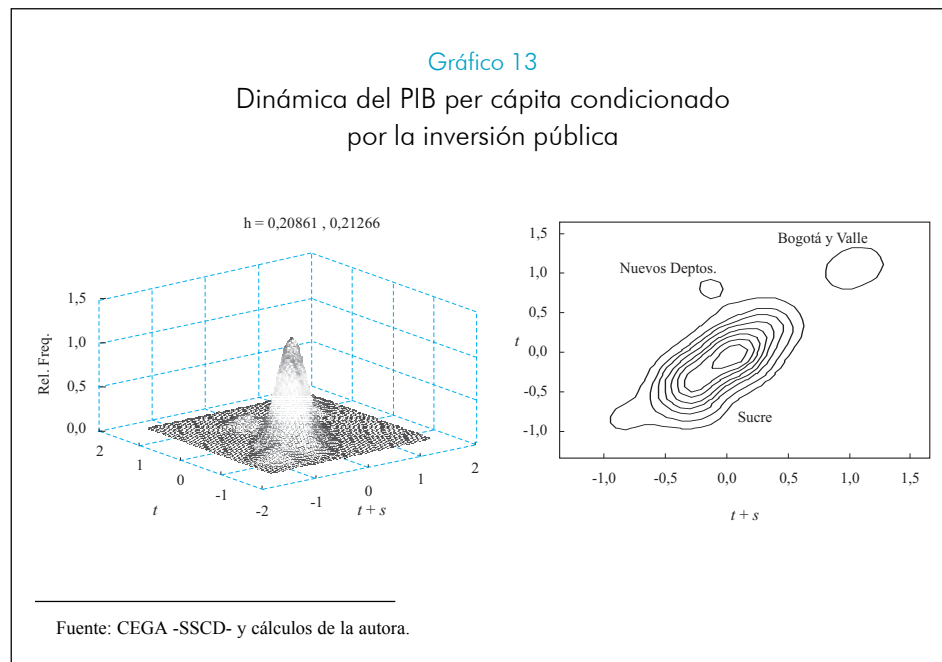
Dinámica del PIB relativo condicionado por el consumo público



Fuente: CEGA -SSCD- y cálculos de la autora.

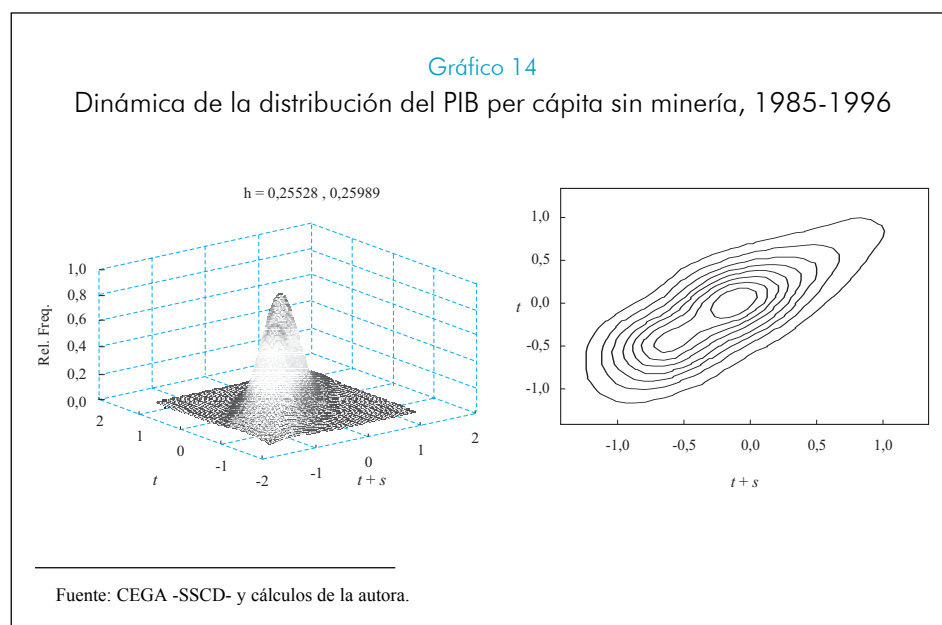
público r_s es 0,96, y cuando se condiciona por la inversión pública r_s es 0,92, lo cual muestra, al igual que los gráficos 12 y 13, que el grado de persistencia también es muy fuerte al quitar el efecto de cada una de estas variables. El contorno de la distribución condicionada sólo a la inversión pública también muestra departamentos que se apartan de la mayoría. De estos, los que se encuentran en la esquina superior derecha son Bogotá y Valle, y los otros son los nuevos departamentos. Sin embargo, cuando sólo se condiciona por el consumo público la polarización es menos evidente, precisamente por el efecto de la inversión de las administraciones públicas, que en este caso sí está actuando.

Lo que se puede concluir del análisis a partir de la distribución condicional es que ni el consumo ni la inversión del Estado afectaron de manera sustancial la dinámica de la distribución de los ingresos (per cápita) departamentales entre 1985 y 1996, ya que la persistencia sigue siendo su principal característica. Sin embargo, es posible afirmar que la inversión de las administraciones públicas a nivel departamental impidió que economías como la de Bogotá tuvieran un ingreso per cápita aún mayor con relación a los demás departamentos, mientras que el consumo público no evita la polarización. Con respecto a los nuevos departamentos, la con-



clusión es que la inversión de las administraciones públicas alteró significativamente su posición relativa, pues si no hubiera sido por ésta, tales departamentos habrían perdido en términos de ingreso per cápita durante el período de estudio.

Estos resultados no cambian mucho si se toma como variable el PIB per cápita relativo calculado a partir del PIB sin minería en lugar del total (Gráfico 14). Es interesante tomar esta variable, ya que hasta ahora se ha visto que los nuevos departamentos son los únicos que han mostrado una mejoría importante con relación al resto del país, y ésta podría explicarse por los hallazgos de petróleo en departamentos como Casanare. Como era de esperarse, al controlar por el PIB minero los nuevos departamentos, ya no se ubican aparte de los demás, pero la dinámica del resto no se altera³⁶. En este caso, al condicionar por el consumo y la inversión pública dos de los departamentos que tienen menos PIB minero -Bogotá y Valle- aparecen con un PIB per cápita relativo mucho mayor que los otros³⁷.

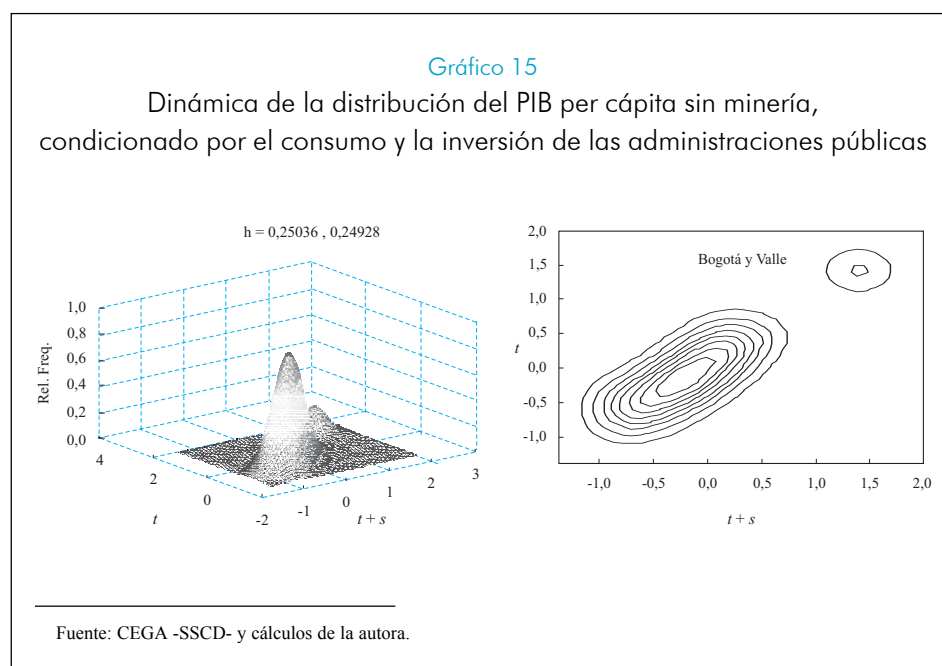


³⁶ r_s es 0,95 para el caso del PIB per cápita relativo sin minería y 0,84 para el caso en el que esta variable se condiciona por el consumo y la inversión pública. En ambos casos el coeficiente es estadísticamente mayor que cero. Véase Anexo 4.

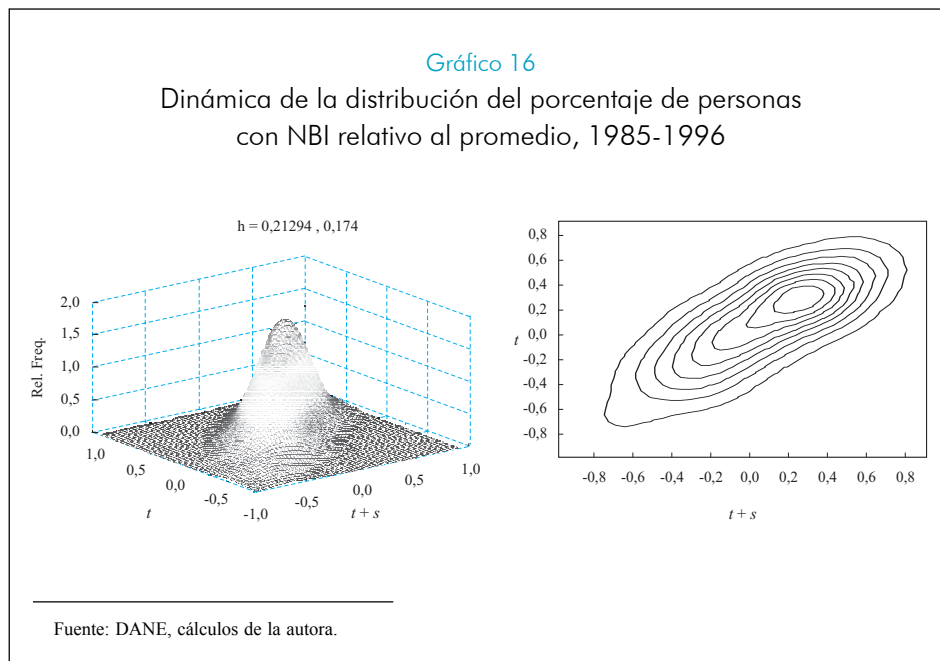
³⁷ Regresión 4 (Anexo 5).

Esto significa que, al controlar por el valor agregado de la minería y condicionar por estas dos variables, Cundinamarca ya no quedaría aparte de los demás departamentos junto con Bogotá como en el caso inicial. El consumo y la inversión de las administraciones públicas siguen teniendo el mismo efecto que en el caso en que se tiene el PIB total, pero el hecho de que Cundinamarca no se aparte al condicionar, implica que la minería es una de las fuerzas que harían que este departamento se separara de los demás al eliminar el efecto del gasto público (Gráfico 15).

Otra pregunta que surge con este tipo de análisis es si el consumo y la inversión de las administraciones públicas pudieron generar cambios en la distribución de variables sociales como el porcentaje de personas con necesidades básicas insatisfechas o el índice de condiciones de vida (Gráfico 16)³⁸. Al observar la dinámica de las distribuciones de estas dos variables se ve que, al igual que en el caso del PIB

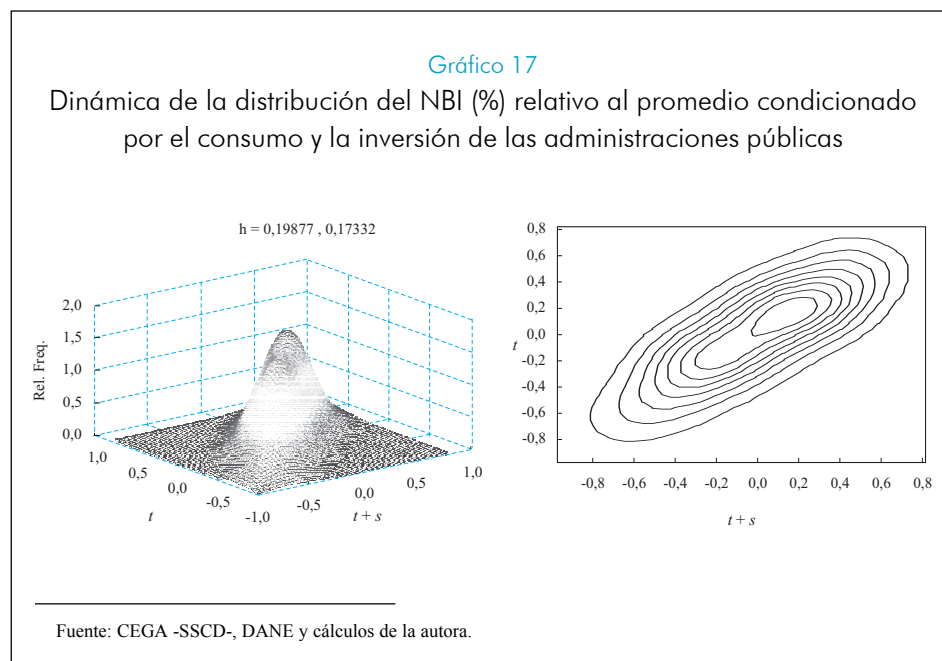


³⁸ Para hacer el ejercicio con estas variables sólo se tuvieron en cuenta 24 departamentos, ya que no existe información suficiente para los nuevos departamentos. Los datos se obtuvieron del SISD del DNP para 1985, 1993 y 1997, y los valores se interpolaron linealmente para generar la serie de 1985 a 1996.



per cápita, hay una gran persistencia. Esta característica se validó estadísticamente al obtener resultados significativamente mayores que cero, y muy cercanos a uno, para el coeficiente de correlación de Spearman necesidades básicas insatisfechas (NBI) (0,97) y del índice de condiciones de vida (ICV) (0,95). Se llevó a cabo el análisis condicionado de la misma forma que en el caso anterior, y los resultados muestran que al condicionar por el gasto de las administraciones públicas no hay *ningún* cambio significativo en la dinámica de la distribución del porcentaje de personas con NBI (Gráfico 17)³⁹. En este caso r_s tiene un valor de 0,98 y también es estadísticamente mayor que cero. Sin embargo, es necesario resaltar que esto no implica que no haya habido mejoras en el indicador de necesidades básicas insatisfechas. El porcentaje de personas con NBI se redujo en todos los departamentos entre 1985 y 1996, siendo Santander el departamento que más mejoró, con una reducción de casi 50%, y Córdoba el que menos con una disminución de 26,8%. Esto de todas maneras muestra que aunque en términos relativos hubo diferencias entre los departamentos, dichos cambios no afectaron la distribución.

³⁹ Regresión 5 (Anexo 5).



En la distribución del ICV se sigue presentando persistencia, pero al condicionar por el consumo y la inversión de las administraciones públicas se observa una leve polarización en torno a los departamentos de menor ICV relativo, como Chocó y Córdoba (Gráfico 18). De esta forma, se puede afirmar que el gasto público evitó que departamentos pobres como estos tuvieran una desventaja relativa aún mayor en términos de las condiciones de vida de sus habitantes (Gráfico 19)⁴⁰. La persistencia en la última distribución se comprobó estadísticamente, ya que se acepta la hipótesis de que r_s , que en este caso es 0,95, es mayor que cero.

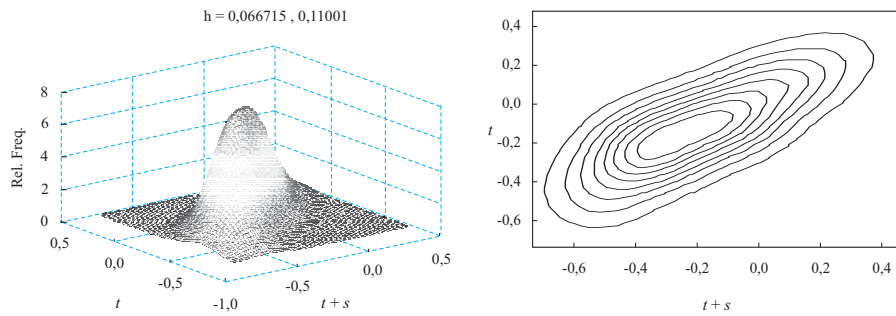
VI. CONCLUSIONES

El período de 1985 a 1996 se caracterizó por una alta persistencia en la distribución del ingreso per cápita entre los departamentos colombianos. Si se toma un período más largo, como 1960 a 1998, no solamente no tuvo lugar un proceso de convergencia

⁴⁰ Regresión 6 (Anexo 5).

Gráfico 18

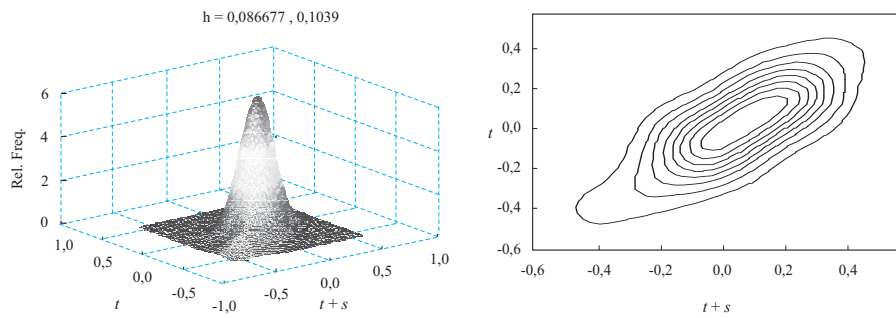
Dinámica de la distribución del ICV relativo al promedio, 1985-1996



Fuente: DNP y cálculos de la autora.

Gráfico 19

Dinámica de la distribución del ICV relativo al promedio condicionado por el consumo y la inversión de las administraciones públicas



Fuente: CEGA -SSCD-, DNP y cálculos de la autora.

económica entre las regiones colombianas, sino que se observa un claro proceso de divergencia regional.

A pesar de que la distribución del PIB per cápita departamental prácticamente no cambió entre 1985 y 1996, es interesante estudiar el efecto que tiene el gasto público en esa dinámica. Los resultados del análisis indican que el gasto público, especialmente la inversión, sí ha afectado la posición relativa de algunos departamentos, pero no la dinámica de la distribución en su conjunto. En efecto, la inversión pública ha evitado la polarización en la distribución de los ingresos per cápita departamentales, impidiendo que departamentos con alto PIB per cápita (como Bogotá) se alejen aún más del resto. En cuanto a las diferencias departamentales en otro tipo de indicadores, como el índice de condiciones de vida o el porcentaje de personas con necesidades básicas insatisfechas, se encontró también un patrón de persistencia en su distribución geográfica en el tiempo, y el efecto del gasto público en la distribución de estos indicadores es aún más limitado que en la del PIB per cápita.

Estas conclusiones resultan, por lo tanto, bastante negativas en cuanto al papel que está cumpliendo el Estado colombiano en la reducción de las diferencias regionales. El consumo público, en particular, no parece tener ningún efecto significativo sobre la distribución de la renta departamental. El hecho de que su participación en el PIB sea más alta en los departamentos más pobres puede reflejar, más que algún propósito redistributivo, el tamaño de las actividades de captura de rentas del Estado por grupos particulares que terminan por drenar los recursos y las posibilidades de desarrollo local.

En cuanto al efecto de la inversión pública, hay que tener en cuenta que en 1996 las reformas en materia de descentralización y gasto social que se introdujeron con la Constitución de 1991, tenían relativamente poco tiempo de haberse implementado. Es posible que si se contara con información más reciente a nivel departamental, la evaluación del efecto del gasto público y especialmente de la inversión pública fuera menos negativa. Las presiones de gasto que surgieron con la Constitución de 1991 han sido directamente responsables de buena parte de los desequilibrios macroeconómicos y fiscales que se manifestaron en la segunda mitad de los años noventa, y que aún hoy no han podido ser solucionados. Es necesario evaluar si al menos ese incremento en el gasto público y especialmente en la inversión ha tenido algún efecto más significativo sobre la distribución regional del ingreso en Colombia que la señalada en este trabajo.

REFERENCIAS

- Banco de la República (1990). *Finanzas públicas regionales de Colombia 1980-1987*.
- Barón, J. (2003). “¿Qué sucedió con las disparidades económicas regionales en Colombia entre 1980 y el 2000?”, *Documentos de Trabajo sobre Economía Regional* No. 38, Banco de la República, septiembre.
- _____; Meisel, A. (2003). “La descentralización y las disparidades económicas regionales en Colombia en la década de 1990”, en *Coyuntura Económica*, Vol. XXXIII, No. 2, septiembre.
- Barro, R., Sala-i-Martin, X. (1995). *Economic Growth*, McGraw Hill International Editions.
- Bernard, A.; Durlauf, S. (1994). “Interpreting Tests of the Convergence Hypothesis”, en *NBER*, Technical Working Paper, No. 159, junio.
- Beardah, C.; Baxter, M. (1997). “MATLAB Routines for Kernel Density Estimation and the Graphical Representation of Archaeological Data”, Nottingham Trent University, Mimeo.
- Birchenall, J.; Murcia, G. (1997). “Convergencia regional: una revisión del caso colombiano”, en *Desarrollo y Sociedad* No. 40, septiembre.
- Bonet, J.; Meisel, A. (1999). “La convergencia regional en Colombia: Una visión de largo plazo, 1926-1995”, en *Documentos de Trabajo sobre Economía Regional*, No. 8, Centro de Investigaciones del Caribe Colombiano - Banco de la República, Cartagena de Indias.
- Cárdenas, M.; Pontón, A.; Trujillo, J. P. (1993). “Convergencia y migraciones interdepartamentales en Colombia: 1959-1989”, en *Coyuntura Económica*, Vol. 23, No. 1, pp. 111-137.
- Cárdenas, M., Escobar, A. (1995). “Infraestructura y crecimiento departamental 1950-1994”, en *Planeación y Desarrollo*, Vol. 26, No. 4, octubre-diciembre.

- Castañeda, A. (2001). “Distribución de la renta departamental en Colombia 1985-1998”, Mimeo.
- _____; Vallecilla, J. (2000). “Las economías departamentales 1985-1996: una descripción de su dinámica y sus características”, en *Coyuntura Colombiana*, No. 65, primer trimestre.
- CEGA (2002). *Sistema simplificado de cuentas departamentales (SSCD)*, Bogotá.
- Conover, W. J. (1991). *Practical Nonparametric Statistics*, Wiley. *Constitución Política de Colombia*, 2da. edición.
- DANE (1991). *Boletín de Estadística*, No. 457, abril.
- Departamento Nacional de Planeación (DNP) (1977). *Cuentas regionales de Colombia 1960-1975*, Bogotá.
- _____-Misión Social-PNUD (1998). *Informe de desarrollo humano para Colombia 1998*, Tercer Mundo Editores, DNP.
- _____-Misión Social-PNUD (2000). *Informe de desarrollo humano para Colombia 2000*, versión preliminar.
- Durlauf, S. (1991). “Nonergodic Economic Growth”, en *NBER*, Documento de trabajo, No. 3719.
- Iregui, A. M.; Ramos, J.; Saavedra, L. A.; (2001). “Análisis de la descentralización fiscal en Colombia”, en Borradores de Economía, No. 175, *Banco de la República*, marzo.
- Persson, T.; Tabellini, G. (1999). “Political Economics and Public Finance”, en *NBER*, Documento de trabajo, No. 7097.
- Quah, D. (1993). “Galton’s Fallacy and Tests of the Convergence Hypothesis”, en LSE Economics Department, Documento de trabajo, diciembre.
- _____(1993a). “Empirical Cross-Section Dynamics in Economic Growth”, en *European Economic Review*, No. 37, pp. 426-434.

- _____ (1995). “Convergence Empirics across Economies with (some) Capital Mobility”, en *Centre for Economic Performance*, Documento para discusión, No. 257, noviembre.
- _____ (1996). “Empirics for Economic Growth and Convergence”, en *European Economic Review*, No. 40, pp. 1353-1375.
- _____ (1996a). “Convergence as Distribution Dynamics (with or without growth)”, en *Centre for Economic Performance*, No. 317, noviembre.
- _____ (1997). “Empirics for Growth and Distribution: Stratification, Polarization, and Convergence Clubs”, en *Journal of Economic Growth*, Vol. 2, No. 1, marzo.
- _____ (1997a). “Regional Cohesion from Local Isolated Actions: II. Conditioning”, en *Centre for Economic Performance*, Documento para discusión, No. 379, diciembre.
- Rocha, R.; Vivas, A. (1998). “Crecimiento regional en Colombia: ¿persiste la desigualdad?”, en *Revista de Economía del Rosario*, No. 1: pp. 67-108, enero.
- Sala-i-Martin, X. (1996). “Regional Cohesion: Evidence and Theories of Regional Growth and Convergence”, en *European Economic Review*, No. 40, pp. 1325-1352.
- Sargent, T. (1987). *Macroeconomic Theory*, Academic Press.
- Silverman, B. (1986). *Density Estimation for Statistics and Data Analysis*, Chapman and Hall, New York.
- Soto, J. A. (1998). “Crecimiento y convergencia departamental. Una aproximación de panel al caso colombiano 1960-1995”, tesis de magíster en Economía, Universidad de los Andes.
- Stiglitz, J. (1988). *La economía del sector público*, Antoni Bosch Ed., Barcelona.

Anexo 1

Trabajo	Período	Metodología	Conclusiones convergencia	Otras conclusiones
Cárdenas <i>et al.</i> (1993)	1950-1989	Análisis tradicional: estimación de convergencia β (absoluta y condicional) y σ .	Colombia es un caso exitoso de convergencia. Tasa de convergencia de 4% para todo el período.	Los flujos migratorios entre los departamentos no contribuyen significativamente a la convergencia.
Cárdenas y Escobar (1995)	1950-1992	Análisis tradicional.	Evidencia a favor de la convergencia.	La inversión pública en infraestructura ha ayudado a eliminar las desigualdades regionales.
Birchenall y Murcia (1997)	1960-1994	Dinámica distributiva (kernel estocástico).	No hay convergencia sino persistencia en la distribución del ingreso entre departamentos.	Lo que explica que economías pobres se hayan movido a niveles altos de ingresos es la minería.
Rocha y Vivas (1998)	1980-1994	Predeterminación bayesiana.	Hay persistencia de la desigualdad.	Las transferencias no contribuyen a la convergencia.
Soto (1998)	1960-1995	Método de Momentos Generalizados (GMM) en panel data.	Hay convergencia condicional, pero no absoluta ni tipo σ .	
Bonet y Meisel (1999)	1926-1995	Análisis tradicional, pero usa también medidas de dispersión adicionales.	Entre 1926 y 1960 hay convergencia (β absoluta y σ), pero entre 1960 y 1995 hay evidencia de divergencia y polarización.	La Costa Caribe sufrió un proceso de empobrecimiento relativo a lo largo de todo el siglo XX.
Barón y Meisel (2003)	1990-2000	Análisis tradicional	No ha habido convergencia tipo β ni tipo σ .	La descentralización fiscal no ha contribuido a la reducción de las disparidades regionales.
Barón (2003)	1980-2000	Medidas de disparidad regional, análisis tradicional.	Hay convergencia tipo β en el período 1980-1990 y divergencia entre 1990 y 2000. El mismo resultado se encuentra para la convergencia de tipo σ .	No hay dependencia espacial en el nivel de ingreso per cápita de los departamentos. La riqueza (o pobreza) está aleatoriamente distribuida en la geografía del país.

Anexo 2

Estadísticas de las principales variables utilizadas
(Millones de pesos de 1994)

	PIB per cápita				Consumo público per cápita				Inversión pública per cápita			
	Media	Mediana	Desv. Est.	Varianza	Media	Mediana	Desv. Est.	Varianza	Media	Mediana	Desv. Est.	Varianza
Antioquia	2,076	2,083	0,089	0,008	0,202	0,180	0,047	0,002	0,103	0,100	0,010	0,105
Atlántico	1,538	1,556	0,065	0,004	0,118	0,102	0,031	0,001	0,032	0,030	0,008	0,062
Bolívar	1,277	1,271	0,099	0,010	0,129	0,119	0,028	0,001	0,036	0,038	0,007	0,043
Bogotá	3,071	3,031	0,198	0,039	0,364	0,324	0,082	0,007	0,039	0,039	0,009	0,079
Boyacá	1,245	1,235	0,101	0,010	0,173	0,154	0,043	0,002	0,077	0,076	0,010	0,109
Caldas	1,235	1,246	0,039	0,002	0,204	0,184	0,049	0,002	0,112	0,113	0,010	0,096
Caquetá	0,768	0,771	0,057	0,003	0,175	0,159	0,033	0,001	0,105	0,102	0,012	0,146
Cauca	0,768	0,754	0,057	0,003	0,156	0,147	0,034	0,001	0,065	0,065	0,007	0,046
Cesar	0,792	0,762	0,082	0,007	0,116	0,098	0,037	0,001	0,068	0,068	0,007	0,048
Chocó	0,564	0,574	0,069	0,005	0,178	0,160	0,049	0,002	0,058	0,032	0,056	3,095
Córdoba	0,675	0,714	0,089	0,008	0,108	0,099	0,026	0,001	0,080	0,079	0,011	0,115
Cun/marca	1,782	1,807	0,135	0,018	0,206	0,187	0,053	0,003	0,152	0,150	0,023	0,507
Guajira	1,631	1,699	0,214	0,046	0,155	0,133	0,043	0,002	0,047	0,045	0,006	0,039
Huila	1,313	1,333	0,080	0,006	0,189	0,175	0,040	0,002	0,131	0,130	0,013	0,160
Magdalena	0,804	0,785	0,083	0,007	0,120	0,109	0,023	0,001	0,039	0,039	0,005	0,027
Meta	1,440	1,475	0,180	0,033	0,174	0,154	0,047	0,002	0,103	0,103	0,011	0,124
Nariño	0,641	0,648	0,032	0,001	0,119	0,108	0,025	0,001	0,052	0,052	0,004	0,015
N.Santander	0,924	0,927	0,033	0,001	0,158	0,143	0,034	0,001	0,055	0,055	0,005	0,026
Quindío	1,293	1,305	0,088	0,008	0,229	0,211	0,046	0,002	0,115	0,115	0,018	0,310
Risaralda	1,394	1,377	0,070	0,005	0,181	0,163	0,040	0,002	0,139	0,140	0,014	0,198
Santander	1,471	1,435	0,101	0,010	0,176	0,161	0,046	0,002	0,061	0,060	0,013	0,171
Sucre	0,642	0,623	0,063	0,004	0,104	0,092	0,025	0,001	0,075	0,075	0,009	0,086
Tolima	1,143	1,135	0,080	0,006	0,180	0,159	0,050	0,003	0,061	0,063	0,011	0,112
Valle	2,341	2,339	0,208	0,043	0,173	0,154	0,052	0,003	0,075	0,074	0,007	0,052
Nuevos	1,891	1,845	0,462	0,214	0,209	0,189	0,044	0,002	0,256	0,246	0,021	0,462

Fuente: CEGA, SSCD.

Anexo 3

Variables:

- PIB per cápita (PIB pc)
- Consumo público per cápita (CP pc)
- Inversión pública per cápita (IP pc)
- Índice de desarrollo humano (IDH)
- Porcentaje de personas con necesidades básica insatisfechas (% NBI)

Coefficientes de correlación, 1985

	PIB pc	CP pc	IP pc	IDH	% NBI
PIB pc	1,000				
CP pc	0,726	1,000			
IP pc	-0,013	0,280	1,000		
IDH	0,835	0,505	0,061	1,000	
% NBI	-0,821	-0,642	-0,096	-0,788	1,000

Coefficientes de correlación, 1996

	PIB pc	CP pc	IP pc	IDH	% NBI (93)
PIB pc	1,000				
CP pc	0,737	1,000			
IP pc	0,268	0,258	1,000		
IDH	0,809	0,598	-0,077	1,000	
% NBI (93)	-0,524	-0,580	0,172	-0,730	1,000

Fuente: CEGA -SSCD- cálculos de la autora.

Anexo 4

Variable	r_s	Significancia (%)
PIB pc Cega, 1985-1996	0,85	99,0
PIB pc Dane, 1985-1996	0,83	99,0
PIB pc Dane, 1980-1998	0,66	99,0
PIB pc Dane, 1960-1998 (*)	0,37	90,0
PIB pc condicionado consumo e inversión	0,90	99,0
PIB pc condicionado consumo	0,96	99,0
PIB pc condicionado inversión	0,92	99,0
PIB pc sin minería	0,95	99,0
PIB pc sin minería condicionado consumo e inversión	0,84	99,0
NBI	0,97	99,0
NBI condicionado consumo e inversión	0,98	99,0
ICV	0,95	99,0
ICV condicionado consumo e inversión	0,95	99,0

(*) Todas las pruebas se hicieron de una cola, a excepción de esta que es de dos colas.
Fuente: CEGA -SSCD- cálculos de la autora.

Anexo 5

Variable dependiente	Regresión 1	Regresión 2	Regresión 3	Regresión 4	Regresión 5	Regresión 6
	Crecimiento PIB pc relativo			Crec. PIB pc rel. sin minería	Crec. NBI relativo	Crec. ICV relativo
Constante	-0,015 (-1,547)	-0,001 (-0,108)	-0,017 (-1,972) *	0,004 -0,418	-0,015 (-4,795) *	-0,008 (-5,025) *
CP (-I)	0,403 (13,511)*	0,482 (16,933)*		0,320 (9,804)*	-0,011 (-1,135)	0,011 (2,095) *
CP	-0,344 (-10,006) *	-0,398 (-11,325) *		-0,298 (-7,933) *	0,008 -0,693	0,001 -0,205
CP (+I)	-0,058 (-1,861)**	-0,081 (-2,683) *		-0,012 (-0,362)	0,018 (1,794) **	-0,005 (-1,032)
IP (-I)	0,056 (6,218)*		0,110 (10,340) *	0,032 (3,230)*	0,008 (2,554) *	-0,004 (-2,155) *
IP	-0,048 (-4,059) *		-0,082 (-5,480) *	-0,033 (-2,522)*	-0,005 (-1,293)	0,001 -0,646
IP (+I)	0,002 -0,242		-0,015 (-1,285)	0,002 -0,178	-0,005 (-1,390)	0,005 (2,941) *
R²	0,613	0,548	0,305	0,423	0,138	0,299

* Significativo al 90%
 ** Significativo al 95%
 Fuente: CEGA -SSCD-, DANE, DNP y cálculos de la autora.