



Desarrollo y Sociedad

ISSN: 0120-3584

revistadesarrolloy sociedad@uniandes.edu.co

Universidad de Los Andes

Colombia

Aguirre Tobón, Katherine

Convergencia en indicadores sociales en Colombia. Una aproximación desde los enfoques tradicional y no paramétrico

Desarrollo y Sociedad, núm. 56, 2005, pp. 147-176

Universidad de Los Andes

Bogotá, Colombia

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=169114671005>

- Cómo citar el artículo
- Número completo
- Más información del artículo
- Página de la revista en redalyc.org

redalyc.org

Sistema de Información Científica

Red de Revistas Científicas de América Latina, el Caribe, España y Portugal

Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso abierto

Convergencia en indicadores sociales en Colombia. Una aproximación desde los enfoques tradicional y no paramétrico*

Convergence in social indicators for Colombia. An approximation from the traditional and non-parametric approach

Katherine Aguirre Tobón**

Resumen

El modelo de crecimiento neoclásico predice convergencia en el sentido de que las regiones pobres crecerán más rápido que las ricas, debido a los rendimientos decrecientes del capital. El presente trabajo analiza esta relación entre los departamentos colombianos, utilizando variables alternativas al ingreso como son los indicadores sociales (esperanza de vida al nacer y tasa de analfabetismo) para el período comprendido entre 1985 y 2000. Al utilizar la metodología tradicional

* Documento basado en el trabajo de grado para optar al título de economista en la Universidad del Valle (Aguirre, 2005). Se agradece a Ana María Iregui y a María Teresa Ramírez por su asesoría en la dirección de este trabajo. Igualmente, a Munir Andrés Jalil, por los aspectos técnicos de estimación y manejo de los datos. Así mismo, a Julio Escobar Potes, director de Estudios Económicos del Banco de la República Regional Occidente; a Alexander Cotte, a Wilmer Marín y a los asistentes a los seminarios CERAC y a la Universidad Javeriana, por sus valiosos comentarios.

** Investigadora del Centro de Recursos para el Análisis de Conflictos – CERAC, correo electrónico: katherine.aguirre@cerac.org.co.

Este artículo fue recibido el 5 de septiembre de 2005, y aceptado el 24 de noviembre de 2005.

propuesta por Barro y Sala-i-Martin (1990, 1992), además de estimaciones no paramétricas de la densidad, se concluye que existe convergencia entre la esperanza de vida al nacer de los departamentos colombianos, mientras que ésta no existe para la tasa de analfabetismo.

Palabras clave: economía regional, convergencia, estándares de vida, kernel de densidad.

Clasificación JEL: C14, I31, O47, O49, R11, R19.

Abstract

The neoclassical growth model predicts convergence between poor regions and rich regions, due to the decreasing returns of capital. This paper analyzes this relationship among Colombian departments, using variables different from income, like social indicators (life expectancy at birth and literacy rates), for the period 1985-2000. Using the traditional method proposed by Barro and Sala-i-Martin (1990, 1992) and non-parametric density estimations, we conclude that life expectancy at birth converges among departments, while literacy rates do not.

Key words: regional economy, convergence, living standards, kernel density.

JEL Classification: C14, I31, O47, O49, R11, R19.

Introducción

El propósito del presente trabajo es el de analizar la convergencia entre los departamentos de Colombia para el período comprendido entre 1985 y 2000, considerando variables alternativas al ingreso, específicamente indicadores sociales como la esperanza de vida al nacer, la tasa de analfabetismo y tasa de mortalidad infantil a través de los métodos tradicionales de estimación de convergencia y por medio de *kerneles* univariados de densidad.

Autores como Mankiw, Romer y Weil (1992) han utilizado, indiscriminadamente, el término *ingreso*, relacionándolo directamente con los indicadores sociales. De aquí que resulta útil extender el análisis de convergencia económica a indicadores sociales de manera alternativa al del ingreso per cápita y comparar los resultados.

En Colombia, la convergencia del ingreso se ha analizado en diversos estudios, los cuales no han llegado a un consenso. Gran parte del trabajo realizado ha estado encaminado en determinar si existe convergencia del ingreso, dejando de lado el análisis de otras variables determinantes del grado de desarrollo de las regiones, como lo son los indicadores sociales.

La hipótesis planteada en este trabajo consiste en que –de la misma manera como el ingreso aumenta más rápido en los países pobres, asociado a los rendimientos decrecientes al capital– los indicadores sociales en las regiones que se encuentran en una situación en desventaja, tenderán a mejorar significativamente más que en las regiones en mejor situación.

Este estudio presenta de manera breve la hipótesis de convergencia en el modelo neoclásico, además de una revisión de la literatura sobre convergencia en indicadores sociales. Luego, se encuentra la aplicación empírica para Colombia de la metodología tradicional y *kerneles* de densidad univariados. Por último, están los resultados de este trabajo.

I. La hipótesis de convergencia económica en el modelo de crecimiento neoclásico

La metodología tradicional para analizar la convergencia económica parte del modelo neoclásico¹. Si la única diferencia entre las economías es el acervo inicial de capital, el modelo neoclásico predice convergencia en el sentido de que las regiones pobres crecerán más rápido que las ricas, debido a los rendimientos decrecientes del capital.

¹ Véanse Barro y Sala-I-Martin (1990, 1992), Sala-I-Martin (1996).

La hipótesis de β -convergencia sugiere que la tasa de crecimiento del ingreso es una función negativa del nivel de ingreso en $t-1$. La tasa de crecimiento podría escribirse como

$$\gamma_{i,t} = a - \beta \ln(y_{i,t-1}) + u_{i,t-1} \quad (1)$$

La ecuación (1) es llamada la “ecuación de convergencia” y muestra que si las economías tienen las mismas características entonces van a converger a un mismo estado estacionario, la regresión de corte transversal de la tasa de crecimiento y el logaritmo del ingreso inicial deberían generar un coeficiente negativo. En otras palabras, los países pobres tenderán a crecer más rápido que los ricos (β -convergencia absoluta)².

De la misma manera que en las regiones pobres, el ingreso aumenta más aceleradamente en las regiones ricas, según el modelo de crecimiento neoclásico. Las regiones en condiciones menos favorables respecto a indicadores sociales, podrían mejorar sustancialmente en comparación a las regiones en mejor situación, considerando la hipótesis de convergencia. De acuerdo con esto, las inversiones en regiones rezagadas generan mejoras muy significativas respecto a las mejoras asociadas a regiones con mejores indicadores sociales.

A. Respecto a la crítica a la hipótesis de convergencia económica en el modelo de crecimiento neoclásico

Una de las principales críticas de extraer conclusiones de convergencia del modelo de Solow, consiste en que debido a su naturaleza estática, no es apropiado derivar implicaciones dinámicas, como es el proceso de convergencia. De esta forma, no es posible hacer afirmaciones respecto a la velocidad de ajuste, ni respecto al proceso que lleva al estado estacionario.

Uno de los críticos más importantes de la estimación de ecuaciones de convergencia tradicionales es Quah (1993, 1996a, 1996b); quien

² Igualmente se considera la β -convergencia condicional o relativa, la cual mide la distancia entre el nivel de ingreso de un país y su nivel de ingreso en el estado estacionario. Otra definición de convergencia es la sigma (σ), la cual considera la dispersión del ingreso real per cápita.

indica que los coeficientes de una regresión de corte transversal no son informativos acerca de la dinámica de la distribución, sino que representan el comportamiento promedio. Entre las principales críticas realizadas por Quah se encuentran: la obtención de coeficientes β negativos, aun cuando la distribución del ingreso no haya cambiado; la estabilidad de la tasa de convergencia ampliamente hallada en la literatura del 2%, dado que esta puede estar relacionada con la existencia de raíces unitarias en las series; y la presencia de malas percepciones del análisis de σ -convergencia, ya que no tiene en cuenta la movilidad de la economía en cuanto a sus factores internos.

Canova y Marcet (1995) utilizan la *aproximación bayesiana* para estimar las tasas de convergencia y los correspondientes estados estacionarios, permitiendo la existencia de heterogeneidad en las condiciones del estado estacionario de las regiones. La crítica respecto a la metodología de Barro y Sala-i-Martin, se refiere a la existencia de “sesgo de los efectos fijos”, lo que explica la común tasa de convergencia encontrada en la literatura relacionada.

La existencia de problemas en la validación de la hipótesis de convergencia por medio de la metodología derivada del modelo de crecimiento neoclásico sugiere la utilización de técnicas alternativas. Las críticas apuntan a que es necesario analizar la distribución de las diferentes unidades económicas (países o regiones) a través del tiempo, en lugar de realizar regresiones de corte transversal. La técnica sugerida por Quah (1996b) es el *kernel* de densidad. Esta estimación se realizará tanto con el producto interno bruto (PIB) departamental como con los indicadores sociales de los departamentos de Colombia, resultados que serán contrastados con los obtenidos en las estimaciones tradicionales de convergencia económica. La técnica de *kernel* de densidad es brevemente descrita en la sección III de la “aplicación empírica para Colombia” (metodología).

II. Revisión de la literatura

Gran cantidad de trabajos de corte empírico se han realizado tanto en el ámbito nacional como internacional, para revisar la hipótesis de convergencia en ingresos. De la misma manera, se ha analizado la convergencia en indicadores sociales. Los resultados no muestran un consenso en el sentido de la convergencia en ingresos ni en estándares de vida.

Por el lado de Colombia, la mayoría de trabajos realizados muestran una distribución persistente en los ingresos; no se confirma, entonces, la hipótesis de convergencia en los ingresos de los departamentos colombianos³. Respecto a la convergencia en estándares de vida para Colombia, sólo se ha realizado un trabajo que considera la estatura de las personas como indicador social.

Entre los primeros trabajos sobre convergencia en estándares de vida entre países, se encuentra el de Evans y Karras (1993), quienes utilizan el consumo per cápita como la medida del estándar de vida, siendo para los autores una mejor medida del bienestar que las variables de producción. Los autores no encuentran convergencia absoluta en todos los países, pero sí convergencia condicionada. Considerando submuestras, sólo se encuentra convergencia para los países de altos ingresos.

Por otro lado, Ingram (1994) utiliza como medida de convergencia la diferencia entre los valores promedio de un indicador de calidad de vida entre países o grupos de países a través del tiempo, la tendencia a lo largo del tiempo del coeficiente de variación del indicador y una medida basada en la relación del indicador con el PIB per cápita entre los países en un año particular. Los resultados indican que los “clubes de convergencia” establecidos para la productividad de los países con ingresos más altos, también son evidentes en los indicadores sociales.

Hobjin y Frances (2001), por medio de técnicas anteriormente utilizadas para el análisis de convergencia en ingresos, utilizan las variables en niveles e índices de logro (*achievement index*⁴) de varios indicadores sociales. Los autores concluyen que hay convergencia tanto en los países ricos como entre los países pobres, pero no en toda la muestra de países. Uno de los principales resultados, es que la convergencia en los ingresos no implica convergencia en los indicadores sociales. Además de la metodología derivada de los modelos de crecimiento neoclásicos, se estudian *kerneles* de densidad, análisis de ca-

³ Para una revisión ampliada sobre la convergencia en ingresos en Colombia, visite www.webpondo.org.

⁴ Siguiendo a Kakwani (1993), se señala que el hecho de que los indicadores sociales tiendan a algunos límites asintóticos a medida que el estándar de vida se incrementa, refleja el problema de la tendencia de los países a converger a estos límites, lo que hace necesaria la utilización de tales índices (Hobjin y Frances, 2001).

denas de Markow y un análisis de *clusters* (el cual permite realizar una selección endógena de clubes de convergencia de una muestra grande de países).

Neumayer (2002) criticó el uso de los índices de logro para analizar convergencia. A diferencia de Hobjin y Frances (2001), este autor encuentra una fuerte evidencia de convergencia en los índices sociales analizados.

Utilizando los datos del Índice de Desarrollo Humano (IDH) clasificado en tres niveles de ingreso, Mazumdar (2002) relaciona la tasa de crecimiento del indicador y su valor inicial por medio de diferentes formas funcionales. El autor concluye que existe divergencia en el IDH entre los países.

En Colombia, la convergencia en estándares de vida ha sido estudiada por Meisel y Vega (2004). Ellos utilizan el comportamiento de la estatura de las personas a través del tiempo, como medida de la calidad de vida. Los autores encuentran que existe convergencia β departamental tanto para los hombres como para las mujeres. Respecto a la convergencia de tipo σ , se encuentra una reducción de la dispersión de la estatura de hombres y mujeres entre los departamentos de Colombia.

III. Aplicación empírica para Colombia

A. Metodología

Como se señaló anteriormente, en este trabajo se analizará la convergencia regional en Colombia por medio de indicadores de estándares de vida, utilizando la metodología de estimación de *kerneles* de densidad. Los resultados obtenidos por esta metodología serán contrastados con los obtenidos por la metodología tradicional.

El uso de estimadores no paramétricos de densidad permite que “los datos hablen por sí solos”, con lo que es posible analizar el comportamiento de la distribución. La estimación de densidad puede mostrar características importantes como la simetría y la multimodalidad de los datos. Al estimar cada distribución aisladamente, en diferentes puntos del tiempo, se puede hacer una comparación de la distribución

de las variables analizadas graficándolas juntas, como lo propone Bianchi (1997).

Un *kernel* de densidad es un método de estimación no paramétrico de densidad, que permite ver cómo evoluciona una distribución en el tiempo, al observar cómo ha cambiado ésta entre el período $t - 1$ y t^5 . La forma más simple de estimación no paramétrica de la densidad es el histograma, el cual es una presentación gráfica de una distribución de frecuencias, de frecuencias relativas o de frecuencias porcentuales. La forma de los histogramas depende del origen elegido x_0 y de la amplitud de los intervalos h^6 ; además, la tasa a la que el histograma converge al verdadero valor de la función de densidad, no es la más alta entre los otros estimadores no paramétricos y, también, de no ser continuo.

Esto sugiere la utilización de un estimador no paramétrico que no tenga estos problemas. El problema de la dependencia de los valores iniciales se soluciona promediando los valores iniciales de diferentes histogramas con las mismas amplitudes de intervalo, dando como resultado el *Averaged Shifted Histogram (ASH)*. Cuando el número de histogramas promediados tiende a infinito, el ASH se vuelve independiente del valor inicial, se va haciendo más suave y tiende a una función de densidad. Este comportamiento asintótico puede ser directamente alcanzado con una técnica diferente, la estimación del kernel de densidad, el cual tiene la siguiente forma:

$$\hat{f}_h(x) = \frac{1}{nh} \sum_{i=1}^n K\left(\frac{x_i - X}{h}\right) \quad (2)$$

⁵ La estimación no paramétrica de la densidad es una estimación de la distribución condicional que se supone ha generado los datos sin que se requiera que dicha distribución pertenezca a un espacio de funciones paramétricas. Tiene supuestos menos rígidos que los de la estimación paramétrica de densidad que requiere encontrar los parámetros de la estimación de momentos específicos (como μ y σ^2).

⁶ Una mayor amplitud del intervalo llevará a un histograma más sesgado (mayor divergencia entre el estimador y la función a estimar), mientras que la elección de un h muy pequeño aumenta la variabilidad de la estimación.

Donde:

$K(u)$ = es una función de densidad, la cual debe ser no negativa y simétrica.

n = es el número de observaciones.

h = es la amplitud de intervalo.

X = es una variable aleatoria con realizaciones $x_i, i = 1, 2, \dots, n$.

Respecto a la velocidad de convergencia, no existe ningún estimador no paramétrico de la densidad que sea capaz de estimar la función desconocida $f(x)$, dos veces diferenciable, a una tasa más rápida el *kernel* de densidad (Moral y Rodríguez, 2002).

El cuadro 1 muestra las diferentes funciones de densidad empleadas para el cálculo del *kernel* de densidad.

Cuadro 1. Diferentes tipos de funciones de densidad $K(u)$.

<i>Kernel</i>	$K(u)$
Uniforme	$\frac{1}{2} I(u \leq 1)$
Triangular	$(1 - u) I(u \leq 1)$
Epanechnikov	$\frac{3}{4} (1 - u^2)^2 I(u \leq 1)$
Cuartico	$\frac{15}{16} (1 - u^2)^2 I(u \leq 1)$
Gaussiano (normal)	$\frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{1}{2}u^2\right)$
Coseno	$\frac{\pi}{4} \cos\left(\frac{\pi}{2}u\right) I(u \leq 1)$

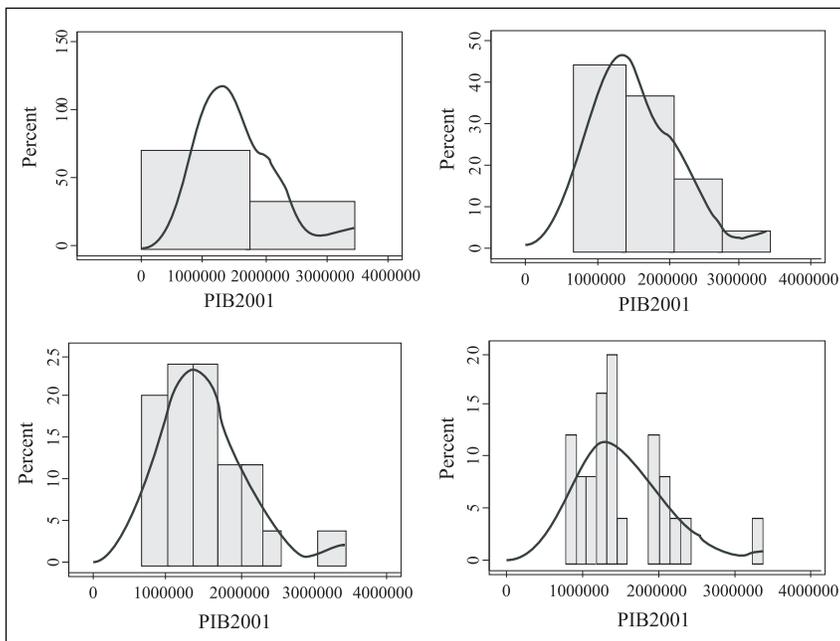
Fuente: Moral y Rodríguez (2002).

Las propiedades teóricas del estimador de densidad no dependen de la función de densidad escogida pero sí de la amplitud del intervalo. Esta amplitud óptima se puede determinar por diferentes métodos:

regla de Silverman⁷, la validación mínimo cuadrática y los métodos *plug-in*. Una mayor amplitud de intervalo lleva a una estimación más suavizada.

El gráfico 1 muestra distintos histogramas para el PIB per cápita de los departamentos colombianos en 2001, elaborados con diferentes anchos de ventana ($h = 2, 5, 10$ y 20). Como se puede observar, el histograma varía sustancialmente al variar los anchos de ventana, mientras que el *kernel* de densidad se mantiene inalterado.

Gráfico 1. Histogramas con diferentes anchos de ventana y *kernel* de densidad asociado.

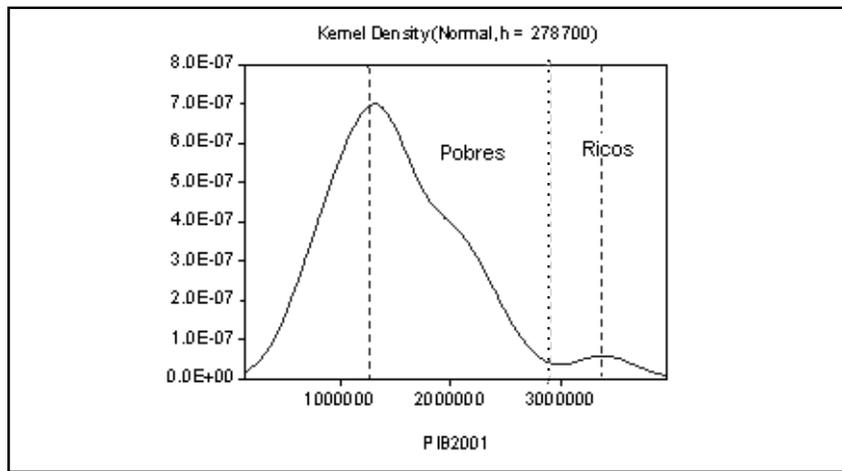


Considerando el análisis de Bianchi (1997), una función de distribución que tenga dos modas ($m = 2$), muestra que los valores se agrupan alrededor de dos puntos, en este caso un grupo de departamentos po-

⁷ Consiste en encontrar el valor que minimiza el Error Cuadrático Medio Integrado –el cual permite minimizar una distancia global, esto es, una función de distancia que se toma con respecto a todo $f(x)$ – para la función de densidad gaussiana (Moral y Rodríguez, 2002).

bres y otro de departamentos ricos. En el gráfico 2 se puede observar que hay más departamentos en el grupo de los pobres que en el grupo de los departamentos ricos. El ingreso promedio de los departamentos pobres es de aproximadamente un millón trescientos mil pesos, mientras que el promedio de ingresos de los departamentos ricos es de tres millones quinientos mil pesos, de acuerdo con los máximos de las modas del *kernel* de densidad expuesto. La línea de puntos muestra el mínimo local de la densidad estimada, la cual separa las dos modas (grupos identificados –pobres y ricos–).

Gráfico 2. El *kernel* de densidad univariado.



Fuente: Metodología: Bianchi (1997).
Datos: PIB per cápita departamental 2001 (DANE).

Un *kernel* de densidad unimodal (una moda) muestra una distribución de los datos más uniformes en comparación a un *kernel* de densidad multimodal (más de dos modas). El paso de una distribución unimodal a una distribución multimodal se puede relacionar con un proceso de divergencia o polarización, dado que ahora los datos van a estar concentrados alrededor de varios valores, en lugar de uno. El paso de una distribución multimodal a una unimodal concuerda con el concepto de convergencia, dado que muestra que anteriormente los datos se encontraban alrededor de varios valores, ahora están sólo alrededor de uno. Además, por medio de los *kerneles* de densidad se puede observar la “dispersión de los datos”, en el sentido de que en un momento podían estar acotados entre unos valores y en el otro encontrarse en un intervalo más reducido.

Moral y Rodríguez (2002) muestran que la estimación del *kernel* de densidad puede ser generalizada al caso de variables aleatorias multidimensionales. Se considera que $X \in R^d$, donde $X_i^T = (X_{i1}, \dots, X_{di})$; entonces, el estimador de densidad conjunta evaluado en el punto $x \in R^d$ es:

$$\hat{f}_h(x) = \frac{1}{nh^d} \sum_{i=1}^n \prod_{j=1}^d K\left(\frac{x_{ij} - X_j}{h}\right) \quad (3)$$

El *kernel* de densidad para el caso bivariado, es un gráfico tridimensional que muestra la densidad en dos momentos del tiempo ($t-1$ y t). Por medio de la estimación del *kernel* de densidad bivariado, se pueden derivar conclusiones respecto a la persistencia, movilidad, convergencia o divergencia en la distribución. El *kernel* de densidad bivariado es una función $K(x, y)$ de la forma

$$\hat{f}_h(x, y) = \frac{1}{nh_1h_2} \sum_{i=1}^n K\left(\frac{x_i - X}{h_1}, \frac{y_i - Y}{h_2}\right) \quad (4)$$

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

El *kernel* de densidad univariado muestra la distribución de la serie analizada en un momento t , mientras que el *kernel* de densidad bivariado permite ver cómo cambia la distribución entre t y $t+s$.

B. Los datos

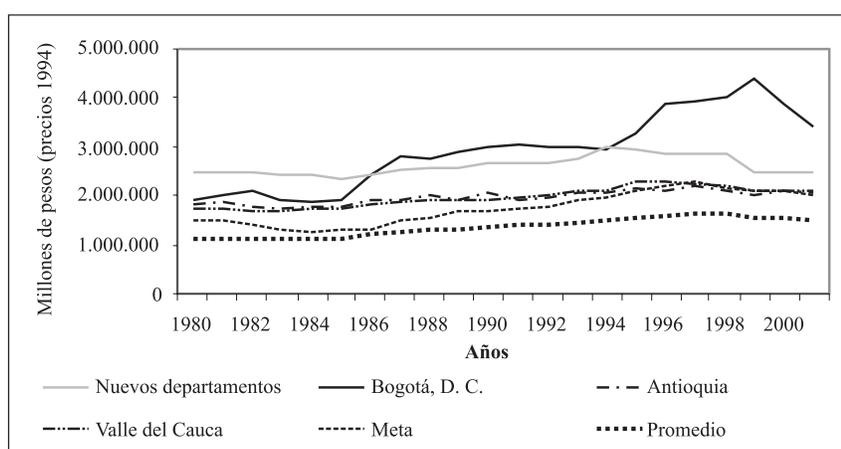
1. Ingreso per cápita en los departamentos de Colombia 1980-2001

Con los datos obtenidos de las cuentas departamentales de Colombia 1980-2001 del DANE (precios constantes de 1994), se puede observar la evolución del PIB per cápita para los departamentos colombianos⁸.

⁸ Los datos se encuentran disponibles para 23 departamentos, Bogotá, D. C. y los nuevos departamentos (intendencias y comisarías para años anteriores a la Constitución Política de 1991), los cuales se encuentran agregados.

Los departamentos con mayores niveles del PIB per cápita en Colombia, son los nuevos departamentos, Bogotá, D. C.; Antioquia, Valle del Cauca, Meta, Santander, Cundinamarca, Atlántico y La Guajira; estos departamentos se encuentran por encima del promedio nacional y tienen ingresos per cápita entre uno y cinco millones de pesos (véase gráfico 3). Como rasgos importantes se puede observar el altísimo aumento del PIB per cápita de La Guajira y en los nuevos departamentos, siendo éstos los que más han aumentado en el período⁹.

Gráfico 3. Departamentos con mayores PIB per cápita en Colombia, 1980-2001.



Fuente: DANE – Cuentas departamentales.

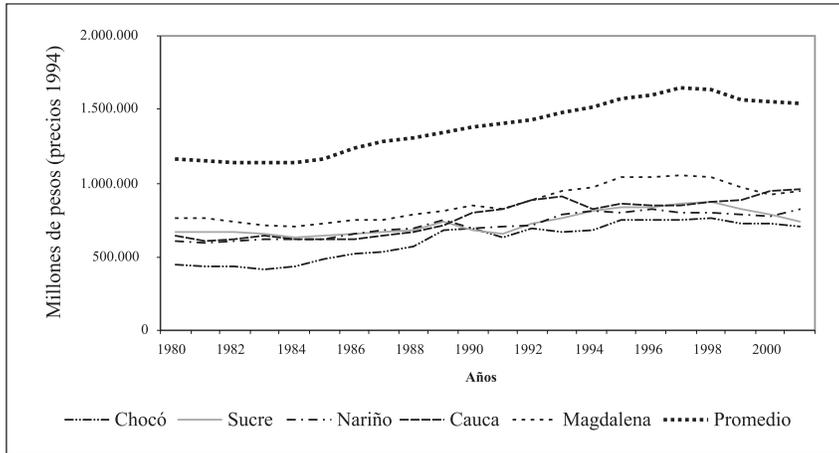
Entre los departamentos con PIB per cápita muy inferiores al promedio se pueden enumerar: Chocó, Sucre, Nariño, Cauca, Magdalena, Córdoba y Norte de Santander (véase gráfico 4).

En el gráfico 5 se puede observar la persistencia en el crecimiento económico departamental por décadas, dado que es clara la relación positiva entre el crecimiento del PIB per cápita entre 1980-1990 y el crecimiento del PIB per cápita entre 1990-2001. En general, los de-

⁹ En La Guajira, el comportamiento está asociado con el elevado volumen de exportaciones de carbón de la región este. En los nuevos departamentos, en cierta medida al gran crecimiento del PIB per cápita del Casanare desde 1994, en gran parte están influenciados por las explotaciones de yacimientos mineros de Cusiaga y Cusiana, esto se traduce en un altísimo nivel del PIB per cápita, dado que son departamentos ricos en recursos naturales y son relativamente despoblados.

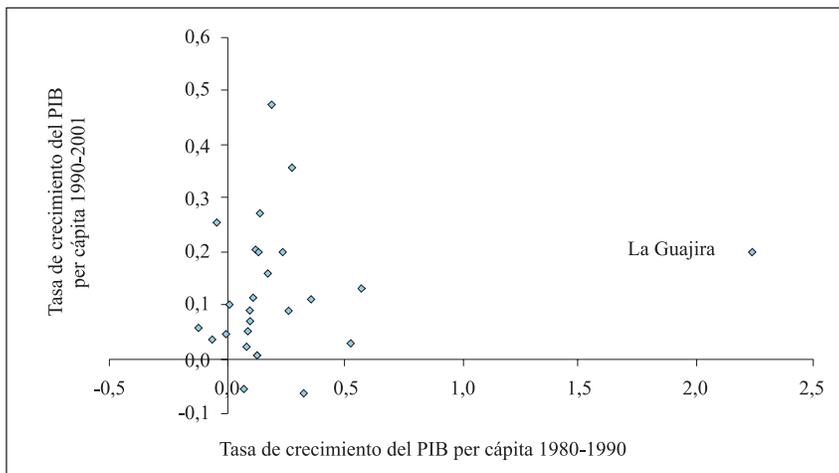
partamentos que tenían una baja tasa de crecimiento promedio para la década comprendida entre 1980 y 1990 continúan teniendo una baja tasa de crecimiento promedio para la última década del siglo.

Gráfico 4. Departamentos con menores PIB per cápita en Colombia, 1980-2001.



Fuente: DANE – Cuentas departamentales.

Gráfico 5. Persistencia departamental del crecimiento del PIB per cápita en las décadas de 1980 y 1990.

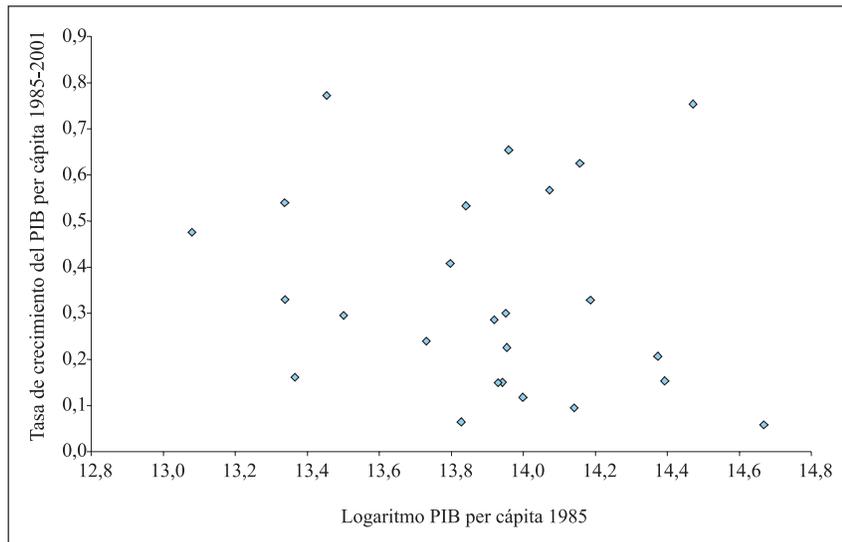


Fuente: DANE – Cuentas departamentales.

Una primera aproximación para observar si Colombia es un caso exitoso de convergencia, es por medio de un gráfico del logaritmo del

PIB per cápita de 1985, con la tasa de crecimiento del PIB per cápita entre 1985 y 2001. La relación inversa entre estas dos variables indicaría que existe convergencia en los departamentos colombianos. El gráfico 6 muestra la relación, pero no se pueden derivar conclusiones respecto a la existencia de convergencia, puesto que no existe claramente una relación negativa o positiva entre la tasa de crecimiento entre 1985 y 2000 y el logaritmo del PIB en el año inicial (1985).

Gráfico 6. Convergencia en el PIB per cápita departamental.



Fuente: DANE – Cuentas departamentales.

2. Los indicadores sociales¹⁰

El primer indicador analizado es la esperanza de vida al nacer, la cual es el promedio matemático de años adicionales que una persona podría aspirar a vivir a partir de un momento dado, en caso de prevalecer las condiciones de mortalidad existentes (Lora, 1995). Para calcular la espe-

¹⁰ La ausencia de series de indicadores sociales de la misma fuente y para un período considerablemente amplio, reduce la posibilidad de utilizar nuevos indicadores. Al realizar el ejercicio con algunas variables se encontraron resultados contradictorios al utilizar varias fuentes de datos (estos resultados pueden deberse a diferencias significativas en la metodología de las fuentes consultadas).

ranza de vida se parte de las tasas específicas de mortalidad, las cuales se ponderan por la probabilidad de que se alcance la edad respectiva.

Las fuentes de datos que se tienen a disposición para analizar la convergencia en la esperanza de vida de los departamentos de Colombia, son el Departamento Nacional de Planeación (DNP) que provee los datos del Índice de Desarrollo Humano (IDH) y el Departamento Nacional de Estadística (DANE).

En los datos del DNP, para el año 1985, se utiliza el Informe de Desarrollo Humano para Colombia 1998, realizado junto con el Programa de Desarrollo Humano del Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo (PNUD). En la publicación “10 años de desarrollo humano en Colombia” (2003), se obtienen datos para el período comprendido entre 1990 y 2001.

Con los datos de los censos de población realizados por el DANE, se dispone de información de 1975 y 1993; además, se utiliza una proyección de la esperanza de vida al nacer para 2000-2005 (*Estudios Censales*, no. 2, 1998). Para esta fuente, los datos de los nuevos departamentos se encuentran desagregados, a diferencia de los datos del DNP.

Al examinar los datos se encuentra que los departamentos de Sucre, Bolívar, Córdoba, Atlántico, Bogotá y Magdalena son los que tienen mayor esperanza de vida al nacer. Los que se encuentran en condiciones menos favorables respecto a este indicador, son Chocó, Caquetá, Cauca, Meta y los nuevos departamentos. En general, los departamentos de la costa atlántica tienen un buen desempeño respecto a este indicador, específicamente el departamento de Sucre. Chocó es el departamento con menor nivel para todos los años. En el cuadro 2 se encuentran los datos de los censos del DANE de 1985 y 1993, además de la proyección para 2000-2005.

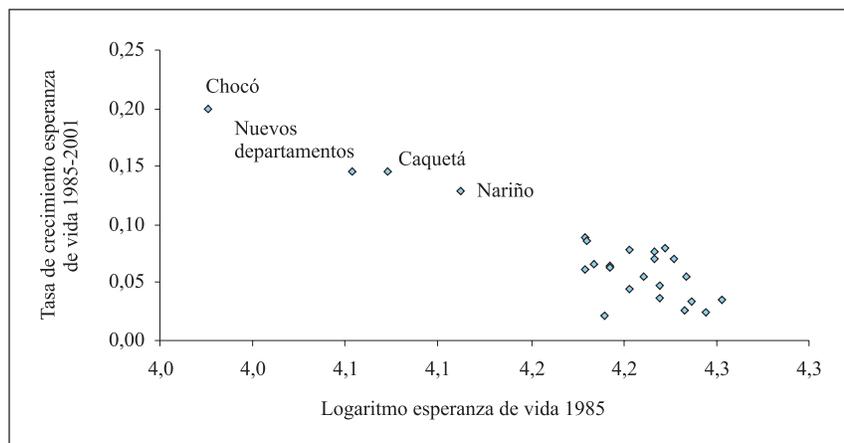
En cuanto a la convergencia regional en esperanza de vida al nacer, el gráfico 7 muestra que los departamentos que tenían una menor esperanza de vida al nacer en 1985, tienen altas tasas de crecimiento de la esperanza de vida al nacer entre 1985 y 2001, tales como Chocó, los nuevos departamentos, Caquetá y Nariño, lo que sugiere un proceso de convergencia departamental.

Cuadro 2. Esperanza de vida al nacer para los departamentos de Colombia.

Departamentos	1985	1993	2000-2005	Departamentos	1985	1993	2000-2005
Bogotá, D. C.	69,0	70,6	73,2	Huila	61,6	64,4	71,6
Amazonas	61,6	64,4	67,4	La Guajira	68,5	70,0	73,2
Antioquia	67,0	65,6	70,6	Magdalena	70,8	71,5	72,7
Arauca	62,5	63,7	66,7	Meta	64,5	66,1	67,6
Atlántico	70,2	71,6	73,2	Nariño	67,4	68,6	70,1
Bolívar	70,6	72,6	73,8	Norte de Santander	68,2	69,2	70,9
Boyacá	69,1	70,0	70,8	Putumayo	61,6	64,4	67,4
Caldas	66,6	68,4	71,4	Quindío	66,7	68,0	70,6
Caquetá	62,0	64,0	69,1	Risaralda	66,8	68,0	72,0
Casanare	63,3	66,5	71,2	San Andrés	70,3	73,0	74,7
Cauca	62,4	65,1	70,0	Santander	68,7	69,7	71,9
Cesar	66,4	68,3	71,1	Sucre	72,3	73,7	74,1
Chocó	61,9	62,6	66,8	Tolima	67,0	68,2	70,9
Córdoba	70,9	72,3	73,5	Valle	66,3	67,5	71,5
Cundinamarca	69,9	70,9	71,6	Vaupés	61,6	64,4	67,4
Guainía	62,5	63,7	66,7	Vichada	62,5	63,7	66,7
Guaviare	70,0	71,0	67,4	Promedio	66,2	67,7	70,3

Fuente: DANE - Censos de población.

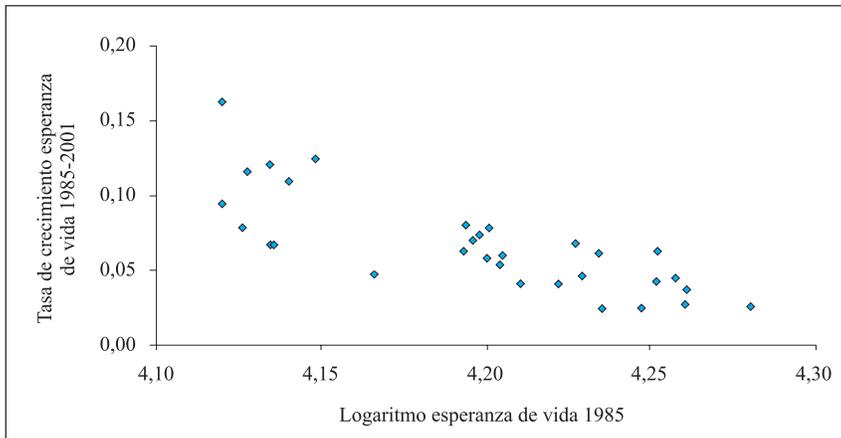
Gráfico 7. Convergencia esperanza de vida al nacer, 1985-2001.



Fuente: DNP - Índice de Desarrollo Humano.

En el gráfico 8 se puede visualizar una posible relación negativa entre el logaritmo de la esperanza de vida en 1985 y la tasa de crecimiento entre 1985 y 2000, lo que es un indicio de existencia de convergencia en este indicador.

Gráfico 8. Convergencia esperanza de vida al nacer, 1985-2000.



Fuente: DANE - Censos de población.

El segundo indicador social utilizado es la tasa de analfabetismo, la cual mide el porcentaje de personas que no saben leer ni escribir. La fuente de datos para realizar este análisis es el IDH. La tasa de analfabetismo de los departamentos muestra una tendencia decreciente para todos los departamentos. Sucre, Córdoba, Chocó, Cesar, Magdalena y Cauca son los departamentos que tienen una mayor proporción de personas que no saben leer ni escribir; mientras que Bogotá, D. C., Valle del Cauca, Atlántico, Risaralda, Antioquia y Cundinamarca tienen las menores tasas de analfabetismo en Colombia. Las mayores tasas de analfabetismo entre 1985 y 2001 se encuentran en Sucre y Chocó, y la menor en Bogotá, como se puede observar en el cuadro 3. Los mayores logros se presentaron en departamentos que en 1990 ya tenían una baja proporción de personas que no sabían leer y escribir, como es el caso de Bogotá, que redujo su tasa en 83% durante el período; Valle, en 67% o Antioquia, en 96% (PNDH, DNP, 2003).

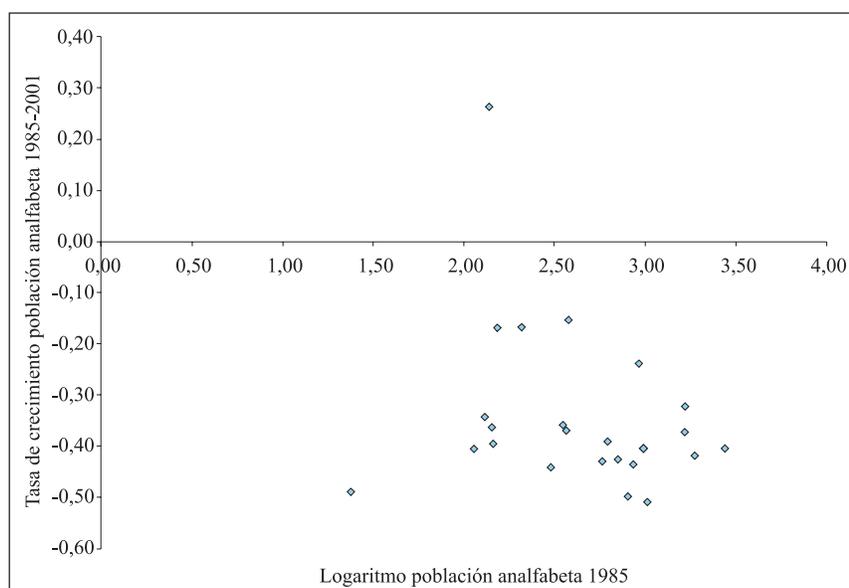
La observación respecto a la convergencia en la tasa de analfabetismo de los departamentos colombianos no es concluyente. No se encuentra una clara relación entre el logaritmo de la tasa de analfabetismo en 1985 y la tasa de crecimiento entre 1985 y 2001, como se puede apreciar en el gráfico 9.

Cuadro 3. Tasa de analfabetismo para los departamentos de Colombia.

Departamentos	1985	1993	2001	Departamentos	1985	1993	2001
Bogotá, D. C.	3,97	3,03	2,0	La Guajira	25,00	16,19	15,7
Antioquia	8,69	10,24	5,3	Magdalena	19,90	19,76	11,9
Atlántico	8,62	8,25	5,5	Meta	10,15	9,20	8,5
Bolívar	18,77	14,94	10,6	Nariño	20,39	15,28	10,0
Boyacá	17,29	15,75	9,9	Norte de Santander	16,28	13,20	9,9
Caldas	8,90	7,68	7,4	Quindío	8,52	8,56	10,8
Caquetá	15,86	12,80	9,0	Risaralda	8,31	7,64	5,5
Cauca	18,24	16,80	9,2	Santander	12,75	10,10	8,2
Cesar	19,44	20,35	14,8	Sucre	26,43	25,12	15,4
Chocó	31,12	21,00	18,6	Tolima	13,14	14,46	11,1
Córdoba	24,98	25,29	16,9	Valle del Cauca	7,82	6,77	4,7
Cundinamarca	11,93	10,19	6,7	Nuevos departamentos	12,95	-	-
Huila	13,03	10,42	8,2	Promedio	15,45	13,60	9,54

Fuente: DNP - Índice de Desarrollo Humano.

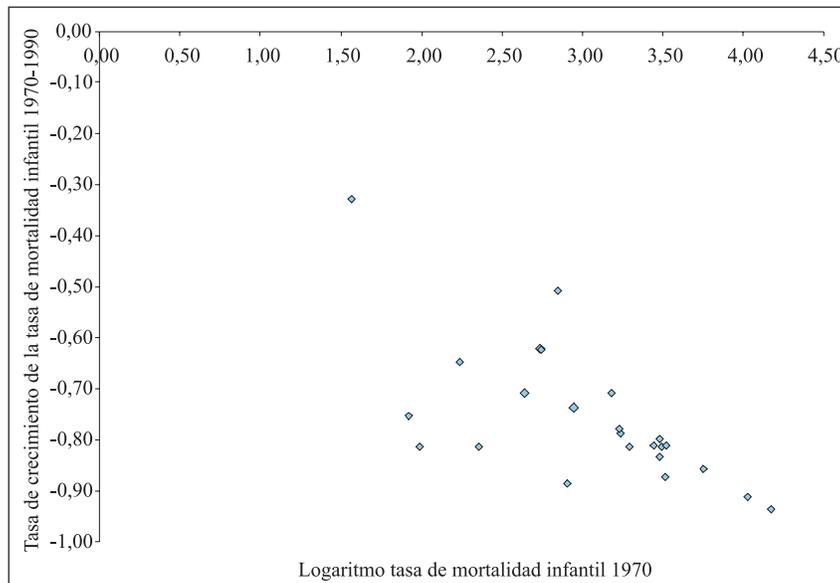
Gráfico 9. Convergencia en la tasa de analfabetismo, 1985-2001.



Fuente: DNP - Índice de Desarrollo Humano.

Por último, se observa el comportamiento de la tasa de mortalidad infantil entre 1970 y 1990 (*fuentes*: registros de defunciones del DANE). El gráfico de la tasa de crecimiento entre 1970 y 1990 y el logaritmo de 1970 muestra una clara relación negativa, lo que es un primer indicio de existencia de convergencia (*véase* gráfico 10).

Gráfico 10. Convergencia en la tasa de mortalidad infantil entre 1970 y 1990.



Fuente: DNP - Índice de Desarrollo Humano.

IV. Resultados

La existencia de convergencia en algunos indicadores sociales, muestra que estos indicadores siguen, de manera similar, la dinámica planteada por el modelo neoclásico en el análisis de la convergencia en ingreso: de la misma manera que en las regiones pobres, el ingreso aumenta más aceleradamente en las regiones ricas. Las regiones en condiciones menos favorables respecto a indicadores sociales, podrían mejorar sustancialmente en comparación a las regiones en mejor situación. Considerando la hipótesis de convergencia, partiendo de niveles bajos, se pueden obtener tasas altas de crecimiento, y a medida que aumenta el nivel inicial, la tasa de crecimiento va disminuyendo. Se esperaría entonces, que los retornos a la inversión en regiones con niveles bajos se vean reflejados en un proceso de convergencia acelerado hacia mejores niveles en los indicadores.

A. Metodología tradicional

La estimación de la β -convergencia absoluta se realiza por medio de la regresión.

$$\gamma_{i,t} = \alpha - \beta \log(y_{i,t-1}) + \mu_{it} \quad (5)$$

La convergencia se verifica si el coeficiente resultante es significativo y además si tiene signo negativo. La estimación de la regresión de convergencia absoluta planteada confirma los resultados observados obtenidos anteriormente al explorar los datos. Los resultados de las estimaciones por mínimos cuadrados ordinarios de la ecuación (5) se resumen en el cuadro 4.

Cuadro 4. Resultados de las regresiones de convergencia absoluta.

Indicador	Período	Fuente datos	Coefficiente	t-Student	Probabilidad	Relación
PIB per cápita	1985-2001	DANE	-0,11	-0,94	0,35870	Ninguna
Esperanza de vida al nacer	1985-2001	IDH	-0,06	-11,10	0,00000	Convergencia
	1985-1993	CENSOS - DANE	-0,12	-2,90	0,00680	Convergencia
	1985-2000	CENSOS - DANE	-0,53	-6,32	0,00000	Convergencia
Tasa de analfabetismo	1985-2001	IDH	-0,11	-0,90	0,37750	Ninguna
	1985-1993	CENSOS - DANE	0,11	3,85	0,00080	Divergencia
Tasa de mortalidad infantil	1970-1990	DANE	-0,14	-4,20	0,00040	Convergencia

Fuente: Cálculos del autor.

En el gráfico 6 se observa que no había relación clara entre la tasa de crecimiento entre 1985 y 2001 del PIB per cápita regional y el valor del PIB per cápita para 1985. La obtención de un coeficiente no significativo en la ecuación de convergencia indica que, tal como se observa en el gráfico, no hay una relación negativa, lo que señala que la hipótesis de convergencia absoluta en ingresos no se cumple para los departamentos colombianos.

En los gráficos 8 y 9 se puede advertir una posible relación negativa, lo que indicaría una relación de convergencia. Los coeficientes negativos y significativos encontrados confirman tal relación e indican que en la esperanza de vida en los departamentos colombianos han convergido entre 1985 y 2001. Los mismos resultados se obtienen para la tasa de mortalidad infantil entre 1970 y 1990.

Por el lado de la tasa de analfabetismo, al igual que en el caso del PIB, el gráfico no es claro (véase gráfico 9); pero la obtención de un coefi-

ciente no significativo deja claro que no hay convergencia en este indicador, tal como era resaltado en el informe del Índice de Desarrollo Humano.

B. Análisis de *kernel* de densidad

De la manera como lo sugiere Bianchi (1997), la comparación de los *kerneles* de densidad de una variable en dos momentos del tiempo permite observar cómo ha cambiado su distribución y, además, permite visualizar claramente aspectos importantes como su moda y simetría. Los *kerneles* de densidad sirven entonces para confirmar los resultados obtenidos por medio de la estimación de la ecuación de convergencia y lo observado en los gráficos.

Los *kerneles* de densidad univariados estimados¹¹ para el PIB per cápita de los departamentos colombianos, permiten concluir sobre el proceso de convergencia o divergencia que se dio en el período (véase gráfico 11).

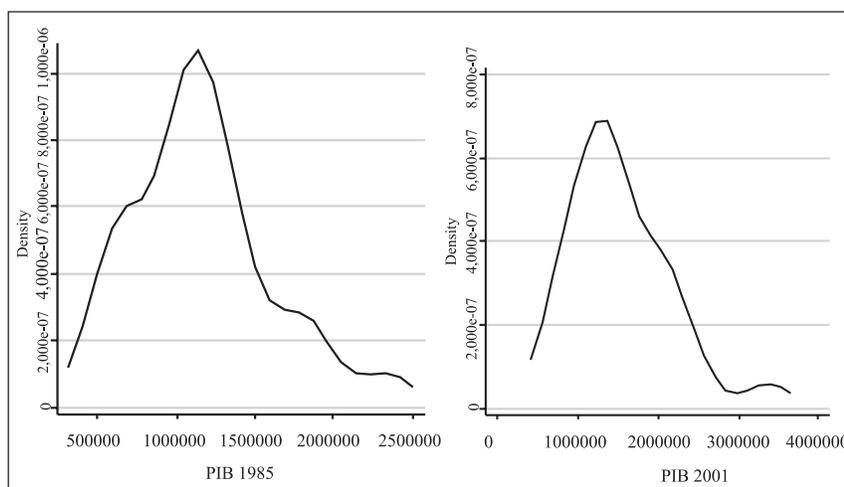
Es posible notar que en los 16 años analizados (1985 a 2001), departamentos con medianos ingresos (entre uno y dos millones de pesos constantes de 1994) se han movilizado hacia grupos de menores y mayores ingresos. En este sentido, la moda que se observaba aproximadamente en dos millones ochocientos, desaparece para dar paso a dos modas únicamente, la mayor que se observa en los dos años (un poco más de un millón) y la correspondiente a los departamentos con mayores ingresos en más de tres millones de pesos. Este comportamiento puede estar asociado con la existencia de polarización en el ingreso, como lo señala Quah (1996a), la cual se refleja en una distribución bimodal –“Twin Peaks”– y la tendencia a la desaparición de la clase media.

Para la esperanza de vida al nacer, los *kerneles* de densidad permiten ver que se ha pasado a una distribución más uniforme de 1985 a 2001, como se observa en el gráfico 12 (datos DNP-IDH). Este comporta-

¹¹ Los *kerneles* de densidad estimados son gaussianos (se utiliza una función de densidad normal), y el método para seleccionar la amplitud óptima del intervalo es el de la regla de Silverman.

miento está de acuerdo con los hechos estilizados y las estimaciones de la ecuación de convergencia, para los cuales se había concluido que en la esperanza de vida al nacer en los departamentos colombianos hay convergencia en el período 1985-2001. En 1985 se puede observar que existe gran concentración de los datos alrededor de 68 años y múltiples modas antes de 64. En 2001, la mayor moda se encuentra en 71 años, lo que indica un mejoramiento de las condiciones de vida. Además, se puede apreciar que la distribución es más uniforme, lo que se puede relacionar con convergencia.

Gráfico 11. *Kernels* de densidad univariados para el PIB per cápita regional de 1985 y 2001.



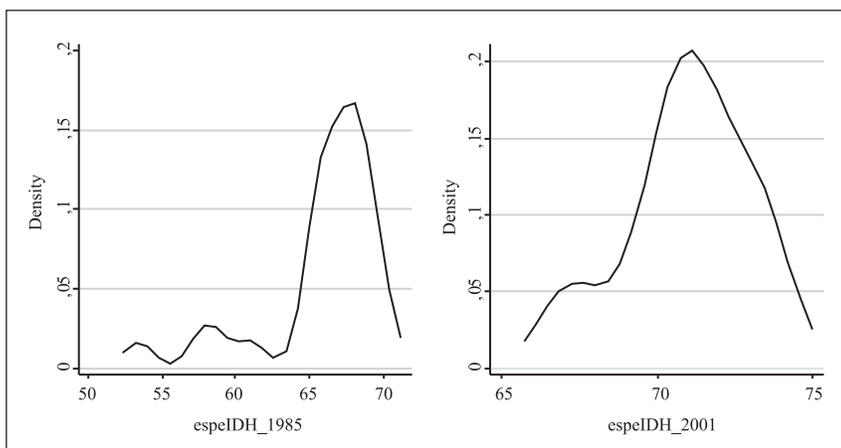
Fuente: DANE – Cuentas departamentales.

Los datos de esperanza de vida al nacer provenientes de los censos de 1985 y 2000, verifican lo anteriormente señalado. En los *kerneles* de densidad expuestos (véase gráfico 13), se puede observar que la distribución en los dos momentos del tiempo es bimodal, indicando que existe un grupo de departamentos con baja esperanza de vida al nacer y otro con alta esperanza de vida. Es importante señalar que la distribución cambia de un año a otro en dos sentidos importantes: primero, el promedio de los departamentos con baja esperanza de vida aumenta (de 62 a 67 años), al igual que los departamentos con alta esperanza de vida (69 a 72 años); segundo, para 1985, la cantidad de departamentos en los grupos baja y alta esperanza de vida era relativamente

similar, mientras que en 2000 se puede apreciar que hay un aumento significativo de la cantidad de departamentos en el grupo de alta esperanza de vida, lo que refleja mejores condiciones respecto a la esperanza de vida al nacer y la existencia de convergencia a mejores valores.

Es claro que los departamentos que tenían menores esperanza de vida en 1985 (Chocó, nuevos departamentos, Caquetá, Nariño), son los que tuvieron mayores tasas de crecimiento en este indicador (mostrado anteriormente en los gráficos 7 y 8 y cuadro 4), lo que se refleja en distribuciones más uniformes y concentradas en valores altos en 2001. Esto concuerda con la hipótesis planteada anteriormente a partir de la hipótesis de convergencia derivada del modelo de crecimiento neoclásico: las regiones en condiciones menos favorables respecto a indicadores sociales podrían tener mejoramientos sustanciales en comparación a las regiones en mejor situación.

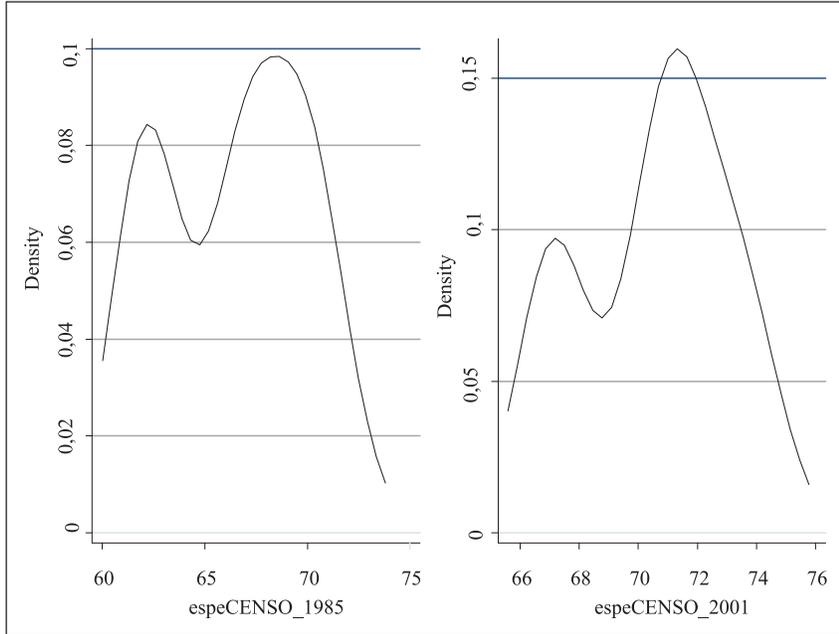
Gráfico 12. *Kerneles* de densidad univariados para la esperanza de vida al nacer regional de 1985 y 2001.



Fuente: DNP- Índice de Desarrollo Humano.

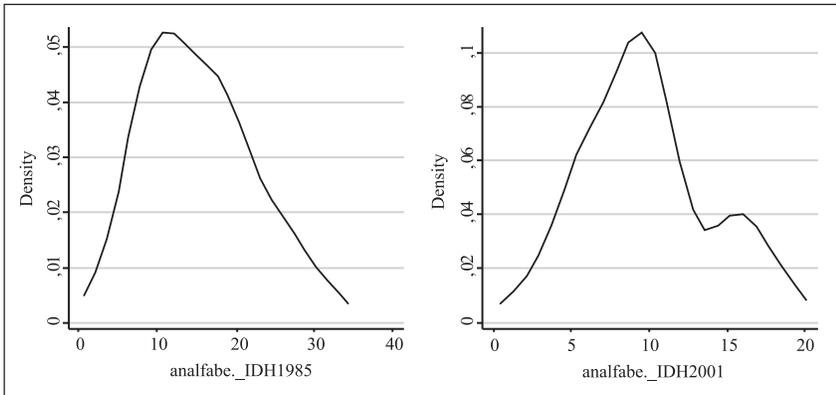
La estimación de la ecuación de convergencia para la tasa de analfabetismo da como resultado un coeficiente β no significativo e indica la no existencia de convergencia. Los *kerneles* de densidad para este indicador (véase gráfico 14) confirman los resultados, dado que se observa el paso de una distribución unimodal a una distribución bimodal, y muestra una polarización en la distribución de la tasa de analfabetismo en los departamentos colombianos. Mientras en 1985

Gráfico 13. Kerneles de densidad univariados para la esperanza de vida al nacer de 1985 y 2001.



Fuente: DANE-Censos de población.

Gráfico 14. Kerneles de densidad univariados para la tasa de analfabetismo en los departamentos de Colombia de 1985 y 2001.

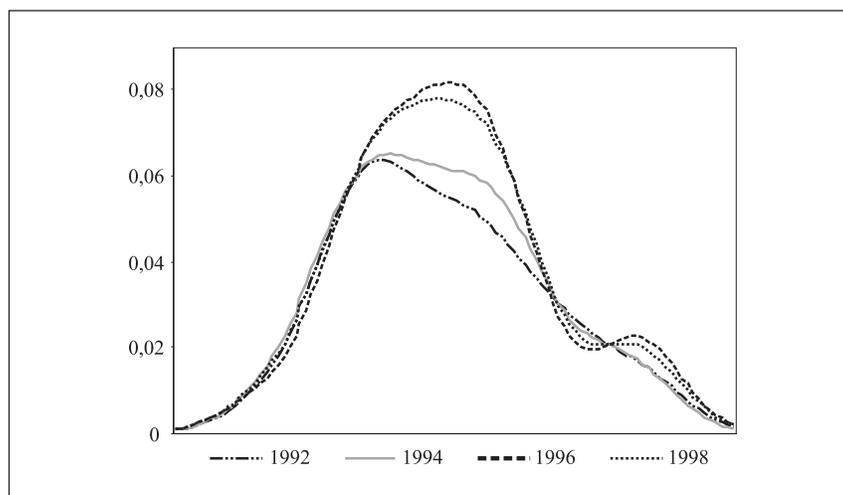


Fuente: DNP - Índice de Desarrollo Humano.

la mayoría de los departamentos tenían una tasa de analfabetismo alrededor de 10%, en 2001 hay dos grupos de departamentos, unos con tasa de analfabetismo alrededor de 9% y otros en 16%, lo que muestra que mientras unos departamentos han mejorado significativamente al respecto, otros han tenido pérdidas al aumentar la tasa de analfabetismo, confirmando así los resultados de no convergencia obtenidos a través de las otras metodologías analizadas. La tasa de analfabetismo disminuye en forma continua para todos los departamentos, pero los mayores logros respecto a la disminución de la tasa de crecimiento del analfabetismo se presentaron en los departamentos que en 1985 ya tenían bajas tasas de analfabetismo, además de un buen desempeño económico, como Bogotá, Antioquia y Valle del Cauca, tal como es resaltado en el informe del IDH, “10 años de desarrollo humano”. Lo anterior podría explicar la no convergencia en este indicador.

Para determinar en qué años se empieza a dar este proceso de polarización, se realizan *kerneles* de densidad año tras año. Como se puede apreciar en el gráfico 15, la multimodalidad empieza hacerse evidente entre 1994 y 1996.

Gráfico 15. Kerneles de densidad univariados para la tasa de analfabetismo en los departamentos de Colombia para 1992, 1994, 1996 y 1998¹².

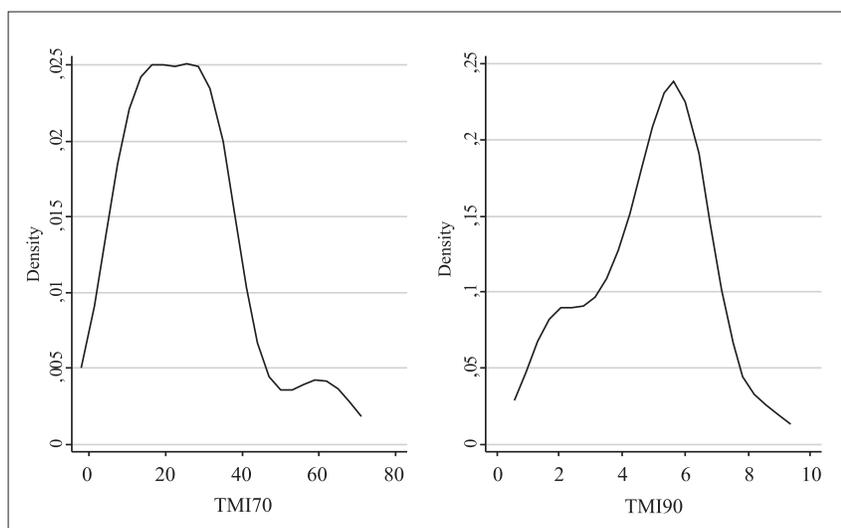


Fuente: DNP - Índice de Desarrollo Humano.

¹² El gráfico 15 se realizó con un eje x común para efectos de la comparación.

Los *kerneles* de densidad resultantes para la tasa de mortalidad infantil en 1970 y 1990 se encuentran en el gráfico 16, los cuales no son muy concluyentes respecto a la convergencia, pero sí a la existencia de una distribución que se reduce a un rango más estrecho y a menores tasas de mortalidad infantil en 1990 con relación a 1970.

Gráfico 16. Kerneles de densidad univariados para la tasa de mortalidad infantil en 1970 y 1990.



Fuente: DNP - Índice de Desarrollo Humano.

V. Conclusiones y recomendaciones

En Colombia se ha analizado la convergencia del ingreso de los departamentos por medio de diferentes metodologías, las cuales van desde la utilización de la metodología tradicional propuesta por Barro y Sala-i-Martin (1990, 1992, 1996) hasta las metodologías que parten de la crítica a esta manera de analizar la convergencia. Sin embargo, la convergencia en indicadores sociales ha sido analizada solamente por Meisel y Vega (2004), al utilizar datos de estatura de las personas, concluyendo que existe convergencia en este indicador.

El presente trabajo involucra indicadores sociales como la esperanza de vida al nacer y la tasa de analfabetismo en el análisis de convergencia departamental. Se realiza el análisis de convergencia tradicio-

nal (regresiones de corte transversal de la tasa de crecimiento del indicador y el logaritmo de su valor inicial) y una metodología alternativa de *kernel* de densidad univariado (estimación no paramétrica de la densidad).

La existencia de convergencia en indicadores sociales como esperanza de vida al nacer y la tasa de mortalidad infantil, muestran que estos indicadores siguen, de manera similar, la dinámica planteada por el modelo neoclásico en el análisis de la convergencia en ingreso. Las regiones en condiciones menos favorables respecto a indicadores sociales, podrían mejorar sustancialmente en comparación a las regiones en mejor situación. Partiendo de niveles bajos, se obtienen tasas altas de crecimiento, y a medida que aumenta el nivel inicial, la tasa de crecimiento va disminuyendo. Con relación a la tasa de analfabetismo, la conclusión es de no convergencia, lo que indica que los mayores logros en cuanto a este indicador se presentaron en los departamentos que en 1985 ya tenían bajas tasas de analfabetismo, lo que no responde a la dinámica planteada a partir de la hipótesis de convergencia.

Por último, vale la pena mencionar que durante la realización de este trabajo surgieron nuevos temas de investigación, que podrían complementar el análisis, por ejemplo: 1) Utilizar otros indicadores que reflejen el estado de la infraestructura en cada departamento, además de índices de calidad de vida, pobreza y demás. 2) Incluir el índice de logro propuesto por Kakwani (1993), tal como lo realizan Hobjin y Franses (2001). 3) Analizar el *kernel* de densidad bivariado, dado que permite concluir más fácilmente aspectos referentes a la dinámica distribucional. 4) Realizar un *test* de multimodalidad que permita determinar de manera formal si ha habido un cambio en las modas de las distribuciones, como lo propone Bianchi (1997). 5) Complementar el análisis con metodologías para determinar la existencia de desigualdad, polarización, dependencia espacial de las variables, entre otros.

Referencias

- AGUIRRE, K. (2005). "Convergencia en estándares de vida: una aproximación desde los enfoques tradicional y no paramétrico para Colombia (1985-2000)". Tesis de grado meritória. Economía, Universidad del Valle.
- BARRO, R. and SALA-I-MARTIN, X. (1990). "Economic growth and convergence across the United States", *National Bureau of Economic Research. Working Paper*, no. 3419.
- (1992). "Convergence", *The Journal of Political Economy*, 100(April):223-51.
- BIANCHI, M. (1997). "Testing for convergence: evidence from non-parametric multimodality tests", *Journal of Applied Econometrics*, 12(4):393-409.
- CANOVA, F. y MARCET (1995). "The poor stay poor: non-convergence across countries and regions", *Economics Working Paper*, no. 137, October.
- DEPARTAMENTO ADMINISTRATIVO NACIONAL DE ESTADÍSTICA-DANE. Cuentas departamentales de Colombia, 1980-1989.
- (1998). "Proyecciones departamentales de población por sexo y edad, 1990-2015". *Serie Estudios Censales*, no. 2.
- DEPARTAMENTO NACIONAL DE PLANEACIÓN Y PROGRAMA DE LAS NACIONES UNIDAS PARA EL DESARROLLO (1998). Informe de Desarrollo Humano para Colombia, 1998.
- (2003). "10 años de desarrollo humano en Colombia".
- EVANS, P. and KARRAS, G. (1993). "Do standards of living converge?", *Economics Letters*, 43(2):149-55.
- HOBJIN, B. and FRANSES, P. (2001). "Are living standard converging?", *Structural Change and Economic Dynamics*, 12(2):171-200.

- INGRAM, G. (1994). "Social indicators and productivity convergence in developing countries", in: *Convergence of Productivity*, por: Baumol, Nelson y Wolff (eds.), Oxford University Press, New York.
- KAKWANI, N. (1993). "Performance in living standards: an international comparison", *Journal of Development Economics*, 41(2):307-36.
- LORA, E. (1995). *Técnicas de medición económica. Metodología y aplicaciones en Colombia*, Bogotá, TM editores y Fedesarrollo.
- MANKIW, G.; ROMER, D. and WEIL, D. (1992). "A contribution to the empirics of economic growth", *Quarterly Journal of Economics*, 107(2):407-37.
- MAZUMDAR, K. (2002). "A note on cross-country divergence in standard of living", *Applied Economic Letters*, 9(2).
- MORAL, I. y RODRÍGUEZ, P. (2002). "Introducción a los métodos de estimación no paramétricos de la regresión", *Metodología de las Ciencias del Comportamiento*, 2(2):217-32.
- NEUMAYER, E. (2002). "Beyond income: convergence in living standards, big time", *Structural Change and Economic Dynamics*, 14(3):275-96.
- QUAH, D. (1993). "Galton's Fallacy and tests of the convergence hypothesis", *Scandinavian Journal of Economics*, 95(4):427-43.
- (1996a). "Empirics for economic growth and convergence", *European Economic Review*, 40(6):1353-75.
- (1996b). "Twin Peaks: growth and convergence in models of distribution dynamics", *Economic Journal*, 106:1045-55.
- SALA-I-MARTIN, X. (1996). "Regional cohesion: evidence and theories of regional growth and convergence", *European Economic Review*, 40(6):1325-52.