

Convergencia regional en el índice de desarrollo humano en Colombia*

Diego Ismael León Nieto**

Héctor Fabio Ríos Hernández***

105

Palabras clave

Economía regional, convergencia, crecimiento económico, desarrollo humano, índice de desarrollo humano (IDH), datos de panel

Clasificación JEL

C14, I31, O15, O11
O47, O49, R11, R19

Resumen

Una de las preocupaciones básicas acerca de la teoría del crecimiento y desarrollo económico ha sido la de conocer si las diferencias en los niveles de bienestar y riqueza existentes entre países tienden a disminuir o a desaparecer. Desde un debate amplio sobre la teoría de la convergencia y teniendo en cuenta las definiciones y los objetivos del desarrollo humano, este trabajo, mediante la aplicación de la técnica econométrica de datos de panel, pretende encontrar el grado de convergencia regional en Colombia, abordando la importancia que tienen las disparidades en el contexto del desarrollo humano, el cual surge como herramienta fundamental para el crecimiento económico sostenible y generalizado, que además de generar productividad en la economía, puede contribuir en la disminución de las brechas de inequidad. El enfoque de este informe de investigación estará encaminado por los lineamientos neoclásicos, inmersos en el contexto multidimensional del índice de desarrollo humano (IDH).

Cómo citar este artículo: León Nieto, D. I. y Ríos Hernández, H. F. (2013). Convergencia regional en el índice de desarrollo humano en Colombia. *Equidad & Desarrollo* (20), 105-141.

Fecha de recepción: 10 de abril del 2013 • Fecha de aceptación: 27 de agosto del 2013

* Documento basado en la investigación realizada en el marco del trabajo de grado “Convergencia en el índice de desarrollo humano (IDH) en Colombia: un análisis de datos panel”, dirigido por el profesor Hector Ríos y presentado para optar al título de Economista de la Universidad de La Salle.

** Economista, Universidad de La Salle, Bogotá, Colombia; candidato a Magíster en Finanzas, Universidad Externado de Colombia, Bogotá, Colombia. Correo electrónico: diego.leon@est.uexternado.edu.co

*** Especialista en Pedagogía y Docencia Universitaria, Universidad La Gran Colombia, Bogotá, Colombia; Magíster en Ciencias Económicas, Universidad Nacional de Colombia, Bogotá, Colombia; doctorando en Estudios Sociales, Universidad Externado de Colombia, Bogotá, Colombia. Profesor, Universidad de La Salle. Correo electrónico: hrios@unisalle.edu.co.

Regional Convergence in the Human Development Index in Colombia

Abstract

One of the basic concerns about the economic growth and development theory has been to determine whether the differences in the welfare and wealth levels between countries tend to diminish or disappear. Based on a comprehensive discussion on the theory of convergence, and taking into account the definitions and goals of human development, this paper intends, by applying the panel data econometric technique, to find the degree of regional convergence in Colombia, addressing the importance of disparities in the context of human development, arising as a key tool for a sustainable and widespread economic growth, which, aside from generating economic productivity, can contribute to reducing equity gaps. The focus of this research report is in the neoclassical guidelines, immersed in the multidimensional context of the human development index (HDI).

Keywords

Regional Economy, Convergence, Economic Growth, Human Development, Human Development Index (HDI), Panel Data

Convergência regional no índice de desenvolvimento humano na Colômbia

Resumo

Uma das preocupações básicas sobre a teoria do crescimento e desenvolvimento econômico tem sido a de saber se as diferenças nos graus de bem-estar e riqueza existentes entre países tendem a diminuir ou a desaparecer. Desde um debate amplo sobre a teoria da convergência e levando em conta as definições e os objetivos do desenvolvimento humano, este trabalho, mediante a aplicação da técnica econométrica de dados no painel, pretende encontrar o grau de convergência regional na Colômbia, abordando a importância que as disparidades têm no contexto do desenvolvimento humano, que surge como ferramenta fundamental para o crescimento econômico sustentável e generalizado, que, além de gerar produtividade na economia, pode contribuir na diminuição das brechas de iniquidade. O foco deste relatório de pesquisa está nos lineamentos neoclássicos, imersos no contexto multidimensional do índice de desenvolvimento humano (IDH).

Palavras chave

Economia regional, convergência, crescimento econômico, desenvolvimento humano, índice de desenvolvimento humano (IDH), dados no painel

Introducción

El estudio de la convergencia regional es reconocido dentro de la literatura económica por la relevancia que ha tomado en torno a la comprensión de las disparidades en el contexto multidimensional del desarrollo humano, el cual se convierte en uno de los principales objetivos del crecimiento económico, sostenible y generalizado, en busca de un mayor bienestar.

La convergencia en el crecimiento económico ha sido uno de los temas principales en que se centra la preocupación por las disparidades existentes en la actividad económica regional. Según los estudios teóricos de crecimiento neoclásico, estos predicen que las regiones pobres crecerán más rápido que las regiones ricas, lo cual se debe al impacto de los rendimientos decrecientes del capital. En Colombia, el primer autor que escribió sobre el tema de la convergencia y el crecimiento departamental fue Mauricio Cárdenas (1993). Los estudios que realizó de convergencia regional, en especial en Colombia en el periodo 1950-1989, destacan el cálculo de una tasa de convergencia cercana al 4%, el doble de las tasas registradas en la literatura empírica internacional.

Otros estudios como el de Cárdenas, Pontón y Trujillo (1993) utilizan tasas de crecimiento del Producto Interno Bruto (PIB) departamental para los periodos 1950-1960, 1970 y 1980 igualmente. A su vez, utilizan indicadores sociales, políticos y económicos que afectan el crecimiento y la disparidad entre regiones, demostrando que el crecimiento departamental en Colombia es un proceso inestable. Esto lleva a pensar que existe una variación notoria de una década a la otra al ordenar el PIB de manera descendente; los departamentos con bajos ingresos en una década tienen mejoras sustanciales en las siguientes, lo que lleva a una reducción en la brecha entre departamentos ricos y pobres.

Teniendo en cuenta lo anterior, con el presente trabajo de investigación se busca encontrar el grado de convergencia regional en nuestro país, lo cual ayudará a conocer el estado de la economía colombiana y sus disparidades a través del análisis del comportamiento de las variables que denotan desarrollo humano y su aporte al desarrollo económico. Esto último, ya que la tendencia general es a que las privaciones y los problemas de reproducción de la pobreza se refuercen unos a otros en los mismos territorios donde persisten bajos niveles de escolaridad, elevados niveles de desempleo y altos índices de necesidades básicas insatisfechas (NBI). Se destaca que uno de los problemas que afecta a Colombia es la falta de acceso a educación y, por consiguiente, bajos ingresos, adicionalmente, estos factores no han tenido la relevancia necesaria en el diseño de las políticas públicas del Estado.

En esta investigación se plantean tres variables específicas, a partir de los datos de esperanza de vida, tasa bruta de matrícula combinada como variable *proxy* del logro educativo y el PIB per cápita para cada departamento de Colombia, tomando como referencia de estudio el periodo comprendido entre 1990 y el 2010. Estos tres aspectos, si bien básicos, son determinantes del nivel de desarrollo humano en una región o territorio, según la metodología descrita por el Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo (PNUD). Con base en estimaciones econométricas desarrolladas desde la metodología de datos de panel se encontró que existe convergencia solo en las dimensiones de educación y de esperanza de vida al nacer; con respecto al ingreso por habitante, los resultados muestran que para el periodo 1990-2010, Colombia no ha sido un caso exitoso de convergencia.

En los dos primeros capítulos del presente documento se realizará una revisión detallada de la literatura existente en relación con la convergencia regional; en el primer capítulo se abordarán las nociones de *convergencia*. A continuación, en el segundo capítulo, se revisará la literatura empírica más relevante, iniciando por los referentes internacionales, para luego focalizar la revisión en los autores nacionales más relevantes. En el tercer capítulo se elaborará una descripción minuciosa de cada componente del índice de desarrollo humano (IDH), y se analizará el comportamiento de estos a través de gráficas construidas a partir de las bases de datos utilizadas en el estudio; en el cuarto capítulo se desarrollarán las estimaciones econométricas con el apoyo de la metodología de datos de panel y se discutirán los resultados; finalmente, en el quinto capítulo se presentarán las conclusiones y recomendaciones del estudio.

Ideas de convergencia

Uno de los temas centrales de la literatura empírica del desarrollo regional es el de la convergencia en el crecimiento económico. El concepto de *convergencia* fue desarrollado por Robert Barro y Xavier Sala-i-Martin (1990, 1992), quienes parten de modelos de crecimiento exógeno, en los cuales la tasa de crecimiento del producto per cápita tiene una relación inversa en relación con el nivel inicial de producto per cápita. Desde este análisis, si los países cuentan con ciertas dotaciones iniciales y un nivel dado de tecnología, se espera que las economías más pobres crezcan más rápido que las economías ricas. Adicionalmente a los trabajos de Barro y Sala-i-Martin, hay otros estudios de gran relevancia como el de Baumol (1986):

$$\ln(Y_t/Y_0) = \alpha + \beta \ln Y_0 \quad (1)$$

Donde Y representa la productividad del trabajo o el ingreso per cápita, a su vez, la expresión $\ln(Y_t/Y_0)$ indica la tasa de crecimiento del producto per cápita entre el periodo t y 0 . En este modelo, la convergencia se identifica por la relación negativa entre el crecimiento y el nivel inicial de ingreso, lo anterior implica que si β toma valores negativos habrá evidencia de convergencia, de esta manera, Baumol concluye que con un alto coeficiente de correlación R^2 , a mayor nivel de productividad, menor velocidad de convergencia.

Por su parte, Mankiw, Romer y Weil (1990) han utilizado el término *ingreso*, relacionándolo directamente con los indicadores sociales, así determinan que la convergencia condicional se refiere a la existencia de una relación negativa entre la tasa de crecimiento y el nivel inicial de capital humano, una vez que se han considerado variables adicionales que son determinantes de la tasa de crecimiento de capital humano.

Los autores plantean una variable al modelo básico neoclásico al adicionar el capital humano (H) a la función Cobb-Douglas, y tomada esta última de Mankiw, Romer y Weil (1990), la variante sería:

$$Y(t) = K(t)^\alpha H(t)^\beta (A(t)L(t))^{1-\alpha-\beta} \quad (2)$$

Finalmente concluyen que una vez las diferencias en el ahorro y la tasa de crecimiento de la población son contrastadas, existe convergencia, y al hacer referencia a Solow (1956), indican que el modelo pronostica convergencia si se controlan las variables determinantes del estado estacionario, de lo cual se podría inferir un concepto de *convergencia condicional*.

β -convergencia y σ -convergencia

Sala-i-Martin (1994) realiza una significativa presentación de las diferentes definiciones de *convergencia*; plantea dos conceptos, a los que llama β -convergencia y σ -convergencia. En este sentido, se dirá que existe β -convergencia si las economías pobres crecen más que las ricas. En otras palabras, se puede decir que hay β -convergencia entre un conjunto de economías si existe una relación inversa entre la tasa de crecimiento de la renta y el nivel inicial de dicha renta. Este concepto de *convergencia* es comúnmente confundido con otro concepto relacionado, pero no necesariamente equivalente, según el cual la dispersión de la renta real per cápita entre grupos de economías tiende a reducirse en el tiempo. Esto es lo que Sala-i-Martin llama σ -convergencia.

En otras palabras, Sala-i-Martin (1994) indica que puede haber β -convergencia y σ -divergencia, por lo que β -convergencia no es una condición suficiente para la existencia de σ -convergencia. En resumen, los conceptos de *β -convergencia* y *σ -convergencia* son distintos aunque están relacionados. La existencia de β -convergencia es una condición necesaria aunque no suficiente para la existencia de σ -convergencia.

Es interesante determinar si es predecible que los países pobres crecerán más rápido que los países ricos. También es pertinente saber con qué rapidez el país pobre promedio se convierte en un país rico. De esta manera, como Barro y Sala-i-Martin (1990, 1992) sugieren que los países rezagados saldrán de la pobreza en pocos años, entonces no existiría preocupación alguna relacionada con el tamaño de la varianza, ya que se sabría que los países rezagados saldrán de la pobreza en poco tiempo. En consecuencia, es de poca importancia conocer si la dispersión en el ingreso se reduce o no. Esto sugiere que es más relevante la β -convergencia.

La importancia de estudiar los dos tipos de convergencia

Dada la revisión teórica planteada, es pertinente abordar la discusión sobre convergencia y especialmente sobre la estimación tradicional de la convergencia, en este sentido, uno de los críticos más importantes es Quah (1993), quien 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.

Desde este mismo enfoque, Canova y Marcet (1995) utilizan la *aproximación bayesiana* para calcular las tasas de convergencia y sus 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.

Estos autores han sostenido que el concepto de *β -convergencia* es irrelevante porque el único elemento de interés es si las economías se mueven más cerca unas de otras a medida que el tiempo transcurre. Quah (1993) sostiene con fuerza esta posición, haciendo referencia a una falla estructural en el estudio de conver-

gencia comúnmente conocida como la *falacia de Galton*, llamada de esta manera por la investigación de Francis Galton en 1885, quien notó que los hijos de padres altos “regresaban a la mediocridad”, dado que en promedio estas personas resultaban con una estatura menor a la de sus propios padres. Este concepto de *regresión a la mediocridad* extrapolado a la teoría de la convergencia implica que los países de mayores índices de producto tienden a presentar menores tasas de crecimiento (Moncayo, 2004).

111

Convergencia condicional

A principios de la década de los noventa, los economistas neoclásicos realizaron numerosos estudios con el fin de contrarrestar las críticas. Barro y Sala-i-Martin (1990, 1992) y Mankiw, Romer y Weil (1990) negaron un hecho muy importante, el de que el modelo neoclásico hiciera la predicción de convergencia, y refutaron los argumentos presentados en detrimento del modelo neoclásico de convergencia. El argumento utilizado fue que si los parámetros tecnológicos de preferencias e institucionales de dos economías son diferentes, entonces las dos economías se acercarán a dos estados estacionarios distintos.

Solamente en el caso de que todas las economías se acerquen al mismo estado estacionario, esta predicción es equivalente a la de que las pobres crecerán más que las ricas. Sin embargo, Mankiw, Romer y Weil (1990) encuentran que solamente si todos los países tienen las mismas tasas de ahorro, tecnología, depreciación y crecimiento de la población, tenderán hacia una convergencia absoluta, en el sentido de que las economías más pobres crecerán más que las ricas.

Considerando lo anterior, surge el concepto de *convergencia condicional o relativa* en contraposición al concepto de *convergencia absoluta* utilizado hasta entonces. Como la evidencia empírica disponible hasta aquel momento demostraba la falta de convergencia absoluta, podría argumentarse que los resultados entran en contradicción con el modelo neoclásico si se suponía que todos los países deberían ser parecidos en cuanto a preferencias, tecnologías e instituciones.

En consecuencia, para condicionar los datos habría por lo menos dos maneras de hacerlo. La primera es limitar el estudio a conjuntos de economías parecidas, o clubes de economías, dado que sus poblaciones tienen similares preferencias, instituciones, sistemas impositivos y legales. Si se presentan estos factores, entonces se podría predecir una convergencia absoluta entre este grupo de economías, dado que todas estas tenderán a acercarse al mismo estado estacionario y, por lo tanto, tenderán a acercarse unas a otras. Un ejemplo de este tipo de economías

podrían ser las regiones dentro de un mismo país, para este estudio serían los departamentos establecidos en la división política de Colombia. Sin embargo, una posible crítica al método de utilizar economías estatales o departamentales es que estas son economías abiertas, si se tiene en cuenta que hay libre flujo de capital.

112

Una segunda manera de condicionar los datos es la utilización de regresiones múltiples, propuesta por Sala-i-Martin (1997). Este autor encuentra que un conjunto de economías presenta β -convergencia condicional si la correlación parcial entre la tasa de crecimiento y la renta inicial es negativa. En otras palabras, si se efectúa una regresión con datos de sección cruzada del crecimiento de la renta sobre su nivel inicial, manteniendo constante las variables utilizadas como *proxy* del estado estacionario, y como resultado se obtiene que el coeficiente de convergencia tenga signo negativo, entonces se puede deducir que el conjunto de economías presentan β -convergencia condicional.

Literatura empírica

Sala-i-Martin (1994) propone que uno de los primeros resultados y de los más destacados en la evidencia empírica internacional en relación con la teoría de la convergencia en el crecimiento económico fue la publicación de Alan Heston y Robert Summers en los años ochenta, quienes presentaron un amplio conjunto de datos para más de 130 países de todo el mundo, en donde el nivel del producto nacional comenzaba en el año 1960 para casi todos los países; los datos fueron rastreados anualmente y fueron ajustados al nivel del PIB en diferencias de precios y en disparidades de niveles de vida. De esta manera, se logró comparar niveles de actividad reales entre diferentes países, sin necesidad de preocuparse por los precios o tipos de cambio. Lo anterior implica que se introdujo a la literatura de la convergencia el concepto de *paridad de poder adquisitivo* (PPA).

Después de analizar los datos de Robert Summers y Alan Heston (1988), Sala-i-Martin llega a la conclusión de que los países del mundo no convergen ni en el sentido β ni en el sentido σ , lo cual se tomó como evidencia en favor de los modelos de crecimiento endógeno, y se rebatieron los argumentos de los modelos neoclásicos de rendimientos decrecientes del capital. En consecuencia, empíricamente hubo un fracaso de los modelos neoclásicos y esta fue una causa importante del éxito logrado por los modelos endógenos durante las décadas de los años ochenta y noventa.

Entre tanto, De Long (1988) aumentó la muestra de países estudiados por Baumol con países que parecían ricos a principios del siglo, como Argentina,

Brasil o Irlanda, los cuales no se habían industrializado como se hubiera esperado a principios de siglo. Mostró que los niveles de renta per cápita presentaron una senda divergente en los países que eran ricos para 1979. Con ello, se desvirtuó la evidencia que había a favor de la convergencia en el crecimiento económico. Esto representó una nueva victoria para los modelos de crecimiento endógeno y una derrota para el modelo neoclásico tradicional.

En contraste, Barro y Sala-i-Martin (1990) inician su estudio a partir del modelo neoclásico, analizando la convergencia entre los 48 estados federales de los Estados Unidos, donde utilizan una amplia serie de datos que inicia en 1840; así encuentran que los Estados Unidos presentan una clara senda de convergencia, aunque de manera condicional, si se asume como supuesto rendimientos decrecientes a escala en el capital y si estos decrecen lentamente. Esto implica que se deben mantener constantes algunas variables del modelo, simulando una especie de estado estacionario que puede ser descrito en la siguiente ecuación:

$$\gamma_{t,t_0} = \alpha - \beta \ln(y_{t_0}) + u_{t_0} \quad (3)$$

Donde:

γ_{t,t_0} = tasa de crecimiento per cápita entre el periodo actual (t) y el momento inicial

β = coeficiente de convergencia

y_{t_0} = periodo per cápita en el periodo inicial de análisis (t_0)

La anterior ecuación es la denominada *ecuación de convergencia* (Barro y Sala-i-Martin, 1990, 1992). Los autores muestran que si las economías tienen las mismas características, entonces van a converger en un mismo estado estacionario si la regresión de corte transversal de la tasa de crecimiento y el logaritmo del ingreso inicial genera un coeficiente negativo. En otras palabras, según el estudio, los países pobres tenderán a crecer más rápido que los ricos, esta sería la β -convergencia absoluta.

Convergencia en Colombia: avances en la última década

Con la finalidad de dar cuenta de los procesos de convergencia regional de la productividad laboral en la industria manufacturera de los departamentos colombianos en el periodo 1967-1997, Lotero *et al.* (2000), bajo la perspectiva de Barro y Sala-i-Martin, utilizan las tasas de crecimiento y los niveles de la productividad

laboral basados en la Encuesta Anual Manufacturera para el periodo 1967-1997, a partir de lo cual encuentran la presencia de una evidencia débil de convergencia tipo β -absoluta durante el periodo de estudio, alcanzando una velocidad de convergencia del 2 % anual (Loterio *et al.*, 2000, p. 69); sin embargo, en el análisis por subperiodos, se concluye que existe una tendencia hacia la convergencia en el periodo de vigencia del modelo mixto de protección con promoción de exportaciones (1967-1985), patrón de convergencia que se modificó a partir de 1985, con la adopción de las reformas estructurales, principalmente mejoras tecnológicas, por lo que se inició un proceso de divergencia de las productividades.

Acevedo (2003) analiza la convergencia en el crecimiento económico en Colombia para el periodo 1980-2000, y encuentra que se presenta un proceso de convergencia condicional; por otro lado, para el subperiodo 1980-1990 observa un proceso de convergencia absoluta que se ve reflejado en una disminución de las diferencias departamentales en cuanto a niveles de ingreso. Contrario a lo anterior, el subperiodo 1990-2000 no presenta evidencia en favor de ningún tipo de convergencia, e incluso el comportamiento en este periodo refleja un aumento en las disparidades regionales.

Aunque más escasos, para el caso colombiano también se han realizado trabajos donde se han empleado indicadores *proxy* del índice de desarrollo humano, para corroborar la existencia de convergencia en indicadores sociales. Arrázola, Rueda y Fortich (2003) intentan determinar si las disparidades sociales entre los departamentos han aumentado o disminuido en el periodo 1985-2000; para tal fin, al aproximar la educación, utilizan los años promedio de escolaridad y la tasa de analfabetismo, asimismo, la tasa de mortalidad infantil y la esperanza de vida al nacer para el componente salud. En esta investigación se encuentra evidencia de convergencia en educación, sin embargo, en los indicadores de salud se presentó divergencia.

Meisel y Vega (2004) estudian la convergencia departamental en Colombia a partir de la estatura de hombres y mujeres en el periodo 1910-2002, evidenciando que existe convergencia β , tanto para los hombres como para las mujeres. Respecto a la convergencia tipo σ , se encuentra una reducción de la dispersión de la estatura de hombres y mujeres entre los departamentos de Colombia.

Moncayo (2004) comenta que uno de los rasgos más protuberantes de la geografía económica mundial es la profunda desigualdad en los niveles de actividad productiva y, por tanto, de riqueza de los países que la integran. En efecto, el 50 % del PIB global es producido por el 15 % de la población mundial, que solo ocupa el 10 % de la superficie terráquea, y la brecha de ingreso per cápita entre

los países más ricos y los más pobres. Concluye que la convergencia neoclásica es un proceso sujeto a múltiples relativizaciones, según los contextos geográficos y los periodos históricos que se analicen; indica que los análisis empíricos de convergencia están obscurecidos por los problemas inherentes a las técnicas econométricas utilizadas en lo que concierne a la falta de evidencia en favor de la presencia de convergencia regional que se observa en la actualidad.

Aguirre (2005) toma como referencia las tasas de analfabetismo y mortalidad, la convergencia entre los departamentos de Colombia para el periodo comprendido entre 1985 y el 2000; apoyándose en la herramienta estadística conocida como los *kerneles de densidad*, utiliza variables alternativas al ingreso, específicamente indicadores sociales como la esperanza de vida al nacer, la tasa de analfabetismo y tasa de mortalidad infantil. Concluye que las regiones en condiciones menos favorables respecto a indicadores sociales podrían mejorar sustancialmente en comparación con las regiones en mejor situación. En relación con 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.

Jaime Bonet y Adolfo Meisel (2006), como parte de sus documentos de trabajo en el Centro de Estudios Ganaderos (CEGA), analizan el problema de la convergencia departamental para el periodo 1975-2000, utilizando la variable ingreso departamental calculada por el CEGA; concluyen que existe una alta concentración espacial durante el periodo de estudio. Los departamentos con mayor participación en el ingreso del país fueron Bogotá, Antioquia y Valle. Los hallazgos obtenidos refuerzan el hecho de que Bogotá se mantiene a la cabeza con el mayor ingreso departamental bruto per cápita, al inicio y al final del periodo, mientras que Chocó permanece en último lugar. Seguidamente, Bonet y Meisel presentan los resultados de sus análisis, a partir de los cuales no se puede hablar de una tendencia clara en materia de convergencia.

Galvis y Meisel (2010) encuentran que los niveles de persistencia en la pobreza a menudo están asociados con los “efectos de vecindario”. Estos efectos crean trampas de pobreza que no le permiten a las zonas rezagadas avanzar a través de una senda de desarrollo económico sostenido. Argumentan que en las regiones de un país también pueden operar este tipo de mecanismos. Esa es una de las razones por las cuales las desigualdades territoriales se vuelven persistentes, convirtiéndose en un equilibrio perverso. Los autores muestran que en Colombia, las desigualdades regionales se han mantenido y se han vuelto persistentes. Ello se evidencia en las correlaciones que existen en la distribución de los índices de

necesidades básicas insatisfechas (NBI) en los censos de 1973, 1985, 1993 y el 2005. Encuentran que existe una alta correlación simple entre estos índices de NBI cuando se comparan los censos de manera consecutiva. Lo que realmente impresiona es la alta correlación existente cuando se comparan los resultados de los censos que se han realizado veinte años atrás.

Utilizando técnicas de la econometría espacial, los autores aportan evidencia en torno a la persistencia en la pobreza, no solo en el plano temporal, sino regional. Uno de los resultados por destacar de este estudio es que cuando se efectúan las correlaciones espaciales entre las condiciones de pobreza de una región en años recientes con las de su entorno en épocas posteriores, se encuentran altas y significativas correlaciones espaciales. Ello puede ser interpretado como evidencia de la existencia de trampas espaciales, pues existen zonas que se han mantenido deprimidas, al igual que sus “vecindarios”, a través del tiempo. Desde el análisis de clústeres espaciales encuentran que los clústeres de alta pobreza están localizados en la periferia del país.

El análisis sobre convergencia del ingreso en los departamentos proviene de la década de los noventa, estos trabajos han estado acordes con las tendencias internacionales, especialmente en lo que tiene que ver con el uso de la metodología tradicional, representada en el modelo de Barro y Sala-i-Martin (1990, 1992), Sala-i-Martin (1996) y la perspectiva heterodoxa de Danny Quah (1993).

Al analizar los estudios realizados con la metodología tradicional, se encuentra un consenso sobre la evidencia de un convergencia absoluta en el ingreso per cápita entre los departamentos colombianos, en algunos casos acentuada en la última década del siglo XX de acuerdo con Cárdenas, Pontón y Trujillo (1993), y en otros estudios en la segunda mitad del siglo pasado según las conclusiones de Bonet y Meisel (1999). Sin embargo, al incorporar variables de tipo social, la tendencia hacia la convergencia no es clara.

En consecuencia, se torna imprescindible incorporar al estudio los denominados *modelos alternativos*, con el objetivo de condicionar los resultados que se aprecian de las ecuaciones tradicionales de convergencia, como resultado de esto, se tiene que entre los departamentos, los indicadores sociales no siempre siguen directamente la dinámica descrita para el ingreso, es decir, que la convergencia departamental en Colombia planteada por la ciencia económica no presenta los mismos resultados si se toman como referencia variables de índole social, político y geográfico. De esta manera, surge la necesidad de ampliar el espectro de una visión limitada de la convergencia en el ingreso.

Colombia y el índice de desarrollo humano

El presente estudio parte de la estimación del IDH para cada departamento desagregado por componentes. Para este fin, se obtienen datos de esperanza de vida, se construye la tasa bruta de matrícula combinada y el PIB per cápita para cada departamento de Colombia; la construcción de los IDH seguirá la metodología descrita por el PNUD, donde se define el IDH como una medida sinóptica del desarrollo humano. Mide el progreso medio conseguido por un país en tres dimensiones básicas del desarrollo humano: disfrutar de una vida larga y saludable, acceso a educación y nivel de vida digno. El IDH es la media geométrica de índices normalizados que miden los logros en cada dimensión.

Como primera medida, es pertinente realizar un análisis metodológico del IDH, para lo cual es necesario crear subíndices en torno cada dimensión, donde se deben determinar valores mínimos y máximos, valores límites, para transformar los indicadores en índices que tomen valores entre 0 y 1. Así, para cada dimensión, se estimará según la siguiente metodología:

$$\text{Índice de la dimensión} = \frac{\text{valor observado} - \text{valor mínimo}}{\text{valor máximo} - \text{valor mínimo}} \quad (4)$$

Según las notas técnicas del PNUD en su informe del 2010, los valores mínimos se fijan en veinte años para la esperanza de vida, en cero años para las variables de educación, y en el caso del ingreso se toma como valor mínimo el dato con menor valor observado dentro de todas las unidades de estudio, en este caso son los departamentos de Colombia. Se entiende que las sociedades pueden subsistir sin educación formal, lo cual justifica el mínimo de cero. Por último, para garantizar la supervivencia se necesita un nivel básico de ingresos, en este estudio es de \$461.145, el cual es el valor mínimo observado en el departamento de Amazonas para 1999 a precios constantes de 1994, y corresponde a USD\$0,75 por día, poco menos de dos tercios de la línea de pobreza fijada por el Banco Mundial en USD\$1,25 por día (tabla 1).

Tabla 1. Valores límite del IDH de este estudio

| Dimensión | Máximo observado | Mínimo |
|-----------------------------------|-------------------------------------------|-----------------------------|
| Esperanza de vida | 78,01 (Bogotá, 2010) | 20 |
| Tasa bruta de matrícula combinada | 100 % (San Andrés y Providencia, 1998) | 0 |
| Ingreso per cápita (en pesos) | \$ 8.720.659 (Meta, 2010) | 461.145 (Amazonas, 1999) |

Fuente: PNUD, Notas Técnicas.

La agregación de los subíndices para producir el IDH se define como la media geométrica de los índices de las tres dimensiones:

$$\text{IDH} = (I_{\text{vida}}^{1/3} \cdot I_{\text{educación}}^{1/3} \cdot I_{\text{ingresos}}^{1/3}) \quad (5)$$

La anterior expresión da cuenta de la sustituibilidad imperfecta que existe entre las dimensiones del IDH. De esta manera, se aborda una de las críticas más serias a la fórmula de agregación lineal, que permitía una perfecta sustitución entre dimensiones. Sin embargo, cierta sustituibilidad es inherente a la definición de cualquier índice que aumente con los valores de sus componentes.

Análisis dimensional del índice de desarrollo humano en Colombia

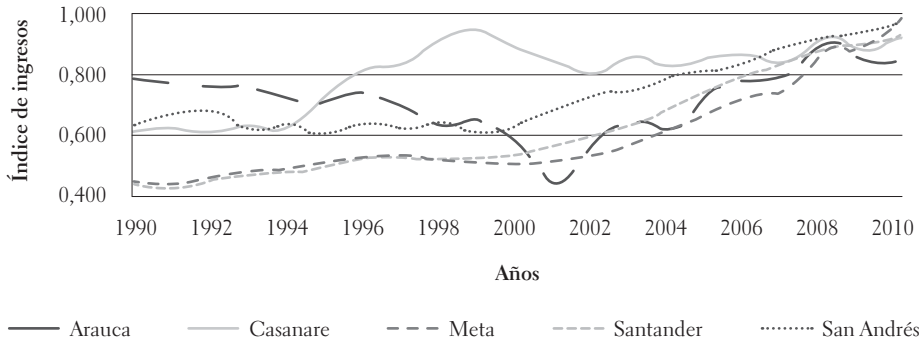
Con los datos obtenidos de las cuentas departamentales de Colombia 1990-2010 del DANE a precios constantes de 1994, se puede observar la evolución del PIB per cápita para los departamentos colombianos, y con base en esta fuente de datos se construyó el índice de ingresos para Colombia.

Componente de ingresos en Colombia

Los departamentos con mayores índices de ingreso en Colombia son Arauca, Casanare, Meta, Santander y San Andrés y Providencia, estos departamentos se encuentran por encima del promedio nacional y presentan un índice de ingresos entre 0,4 y 0,99 (figura 1). Como rasgos importantes se puede destacar el avance de los llamados *departamentos petroleros*, puesto que son los que presentan un desarrollo importante en este índice, entre los que se destacan Meta y Santander con los avances más significativos, al pasar de un índice de ingresos de 0,440 y 0,441 en 1990 a uno de 0,999 y 0,938 en el 2010 respectivamente. Como se ob-

serva en la figura 1, se podría deducir intuitivamente que existe una convergencia entre estos 5 departamentos, especialmente a partir del 2000, a un rango del índice de ingresos entre 0,85 y 1.

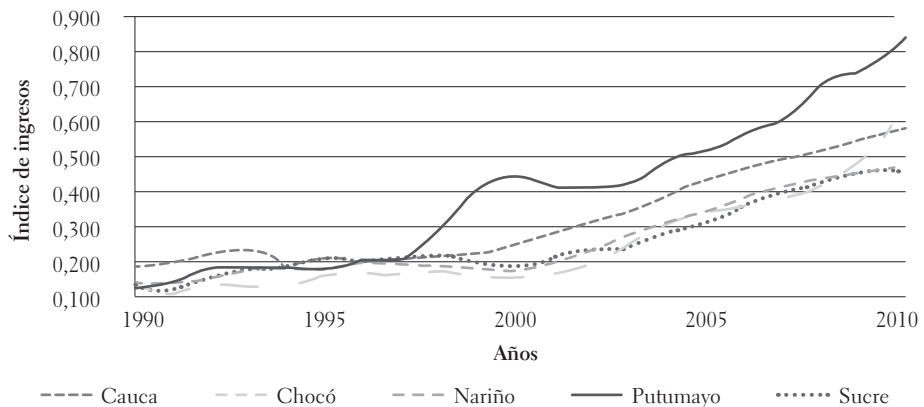
Figura 1. Departamentos con mayor índice de ingresos en Colombia, 1990-2010



Fuente: elaboración propia a partir de DANE, cuentas departamentales.

Por otra parte, la figura 2 muestra el comportamiento de los departamentos con menor índice de ingresos para el periodo de estudio: Cauca, Chocó, Nariño, Putumayo y Sucre. En particular, tienen índices de ingresos que oscilan entre 0,123 y 0,834; si no se tiene en cuenta Putumayo, el índice de ingresos más alto lo presenta Chocó en el 2010 con 0,618, pero aún registra un promedio muy por debajo de la media nacional.

Figura 2. Departamentos con menor índice de ingresos en Colombia, 1990-2010



Fuente: elaboración propia a partir de DANE, cuentas departamentales.

En consecuencia, los departamentos con el índice más bajo de ingresos para el 2010 siguen siendo los mismos departamentos rezagados en cuanto a ingreso se refiere en el país, con excepción de Putumayo, que presenta un buen comportamiento por la inversión en minería y energías no renovables, especialmente en la última década. Cabe también precisar que estos departamentos han sido tradicionalmente objeto de disputas entre grupos ilegales, presencia de brotes significativos de violencia y conflicto armado, lo cual podría ser una causa de su rezago en este componente, aunque el análisis de esta relación trasciende el objeto del presente estudio.

Componente esperanza de vida en Colombia

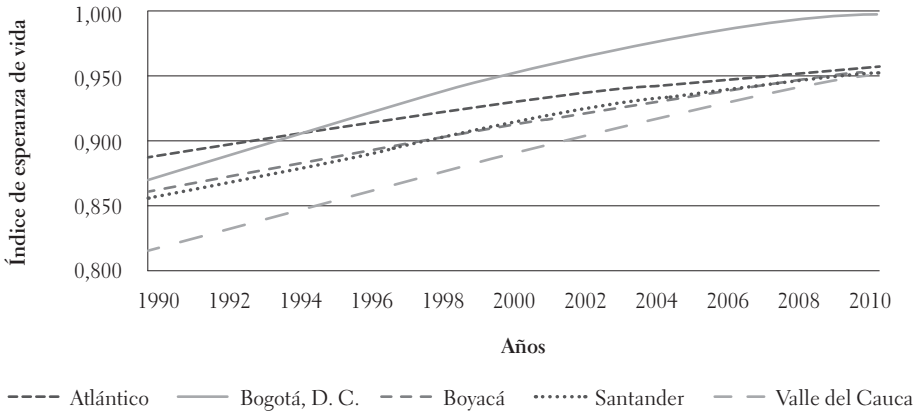
La esperanza de vida al nacer se puede entender como el promedio matemático de los años adicionales que una persona podría aspirar a vivir a partir de un momento dado en caso de prevalecer las condiciones de mortalidad existentes (Lora, 1995). Para calcular la esperanza de vida se parte de las tasas específicas

"Entre los departamentos menos favorecidos en cuanto a esperanza de vida están Arauca, Caquetá, Chocó, el grupo de la Amazonía y Putumayo. Presentan un índice de esperanza de vida que oscila entre 0,692, dato registrado para Chocó en 1990, y 0,897 para Putumayo en el 2010".

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 IDH calculado por el PNUD y el Departamento Nacional de Estadística (DANE).

En particular, para este estudio se utilizó la sección de estadísticas demográficas del DANE, donde se pueden encontrar datos desde 1985 hasta el 2010, y proyecciones de población hasta el 2020 a partir de la Conciliación Censal 1985-2005. Al examinar los datos se encuentra que los departamentos de Atlántico, Bogotá, Boyacá, Santander y Valle del Cauca presentan el mejor desempeño en cuanto a esperanza de vida al nacer; en la figura 3 se observa intuitivamente que puede existir una convergencia hacia un rango entre 0,94 y 0,96 en el 2010, y se destaca principalmente Bogotá al encontrarse en el límite máximo del índice de 1 en el 2010.

Figura 3. Departamentos con mayor índice de esperanza de vida, 1990-2010



Fuente: elaboración propia a partir de DANE, Conciliación Censal 1985-2005.

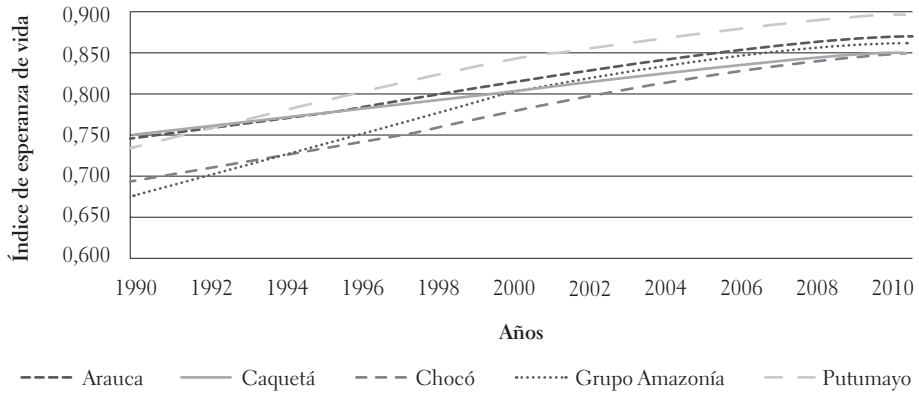
Entre los departamentos menos favorecidos en cuanto a esperanza de vida están Arauca, Caquetá, Chocó, el grupo de la Amazonía¹ y Putumayo. Presentan un índice de esperanza de vida que oscila entre 0,692, dato registrado para Chocó en 1990, y 0,897 para Putumayo en el 2010, como se puede observar en la figura 4.

Desde este comportamiento, se puede inferir un rezago común en los dos primeros componentes para varias regiones, en especial Chocó, que registra los índices más bajos de ingresos, y en este caso, para el índice de esperanza de vida al nacer; un rasgo importante también es la persistencia en el rezago de esta región, ya que registra los índices más bajos a lo largo del periodo de estudio.

En el caso de Putumayo, aunque resalta por pertenecer al club de los departamentos rezagados, también presenta el mejor comportamiento de todos, ya que muestra el mejor desempeño en cuanto a índice de ingresos, y a su vez presenta un nivel de 0,897 para el índice de esperanza de vida en el 2010, como se observa en la figura 4.

¹ Comprende los departamentos de Amazonas, Guainía, Guaviare, Vaupés y Vichada.

Figura 4. Departamentos con menor índice de esperanza de vida, 1990-2010



Fuente: elaboración propia a partir de DANE, Conciliación Censal 1985-2005.

Componente de educación en Colombia

La educación se considera el principal mecanismo de adquisición de conocimientos, asimismo, hay un consenso en torno a la evidencia de mayores retornos a la educación debido a su efecto sobre los ingresos, ya que aumenta la productividad de la mano de obra (Mankiw *et al.*, 1990). En este trabajo se hace énfasis en el aspecto relacionado con los conocimientos acumulados a través de la educación formal.

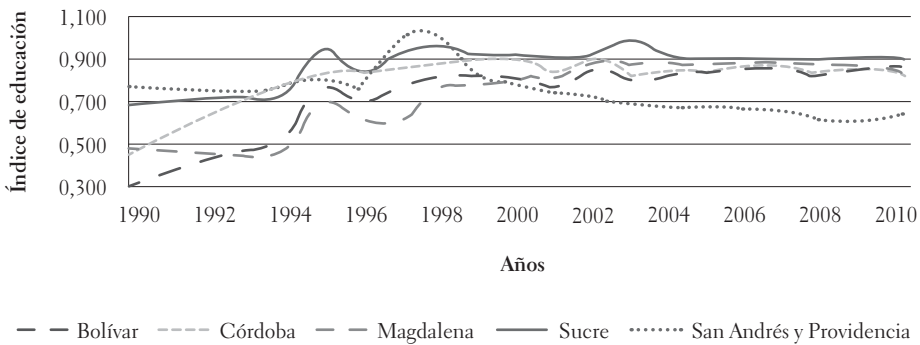
En este sentido, se obtuvieron datos de población en edades entre los tres y los diecisiete años de edad disponibles en el DANE —proyecciones de población— y el número de matriculados en preescolar, primaria y bachillerato, tomando como fuente los documentos Colombia Estadística del DANE de los años 1990 al 2010. De esta manera se construyó la tasa bruta de matrícula combinada (TBMC).

Si bien la TBMC presenta limitaciones, ya que no tiene en cuenta factores como la calidad, la deserción escolar y, en general, puede encubrir diferencias importantes debido a las disparidades en la escala de edades que corresponde a un determinado nivel de educación, para esta variable fue posible obtener una mayor cantidad de datos, en contraste con los datos disponibles para los años de educación promedio departamentales, en consecuencia, la TBMC permite tener un mayor número de observaciones, adicionalmente presenta una relación importante con el desempeño en la penetración de la educación en las regiones, que podría asociarse también con el nivel de inversión en educación; es, en síntesis, una variable *proxy* con las limitaciones ya mencionadas del gasto en educación.

En la figura 5 se pueden observar los departamentos con un mayor índice de educación: Bolívar, Córdoba, Magdalena, Sucre y San Andrés y Providencia. Como características destacables están el importante avance en este índice en la década de los noventa, en particular el desempeño del departamento de Bolívar que presentaba el rezago más notorio en la primera mitad de los noventa. Por otra parte, San Andrés y Providencia presenta un retroceso en este componente, ya que en la década mencionada registró un índice de 0,764 y en el 2010 este fue de 0,643.

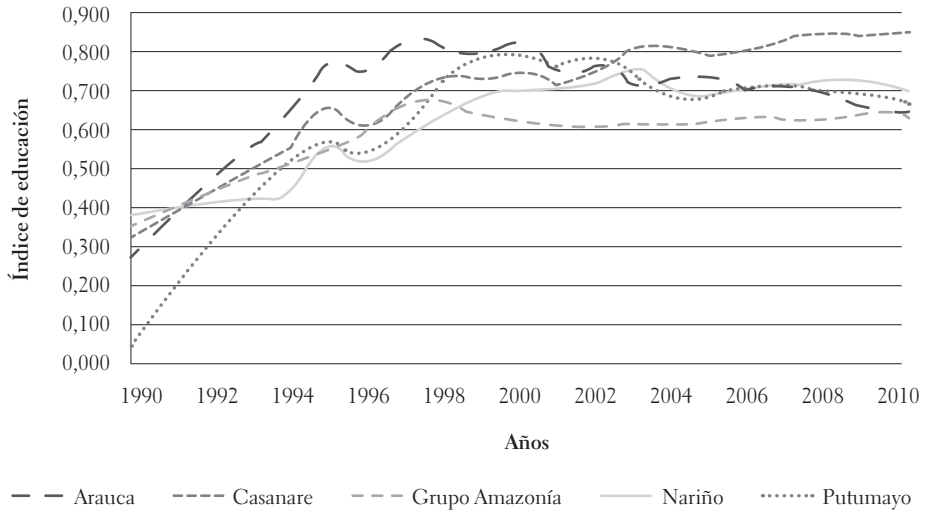
Este comportamiento también deja ver el poco dinamismo que ha tenido la educación y la pobre contribución que las políticas públicas han tenido en el desarrollo de la educación en Colombia, esto se puede corroborar si se analizan las cifras de gasto público como porcentaje del PIB a lo largo del periodo de estudio, y se acentúa aún más si se observa el comportamiento del gasto en educación como porcentaje del gasto público total, ya que según datos del Banco Mundial, para 1970 este rubro fue del 13,5 %, y para el 2007, el gasto del Gobierno en educación como porcentaje del gasto público total fue del 12,58 %, sin que se haya recuperado de estos niveles en el último lustro. Esto demuestra que la educación no es una prioridad dentro del diseño de política pública. Según Iregui *et al.* (2006), el gasto público en educación en la década de los noventa pasó de 3,3 % del PIB en 1993 a 5,1 % del PIB en el 2004; sin embargo, según cifras del Banco Mundial, para el 2007 fue de 4,05 % del PIB y para el 2008 el gasto público en educación fue de 3,9 %, lo cual nos devuelve a niveles de la década de los noventa; desde este contexto, se puede explicar un retroceso importante en la última década en cuanto al índice de educación.

Figura 5. Departamentos con mayor índice de educación, 1990-2010



Fuente: elaboración propia a partir de DANE, proyecciones de población, Colombia Estadística.

Figura 6. Departamentos con menor índice de educación, 1990-2010



Fuente: elaboración propia a partir de DANE, proyecciones de población, Colombia Estadística.

El comportamiento de los departamentos con menor índice de educación es muy parecido a los de mejor desempeño. Como se puede apreciar en la figura 6, en la década de los noventa hay un avance importante, pero en la primera década del siglo XXI se presenta un estancamiento en este índice, e incluso se presentan retrocesos importantes a partir de la última década, como es el caso de Arauca, el grupo de la Amazonía y Putumayo.

Observando en conjunto los departamentos durante todo el periodo, se puede decir que hubo un avance en cada uno de los componentes. Podrían diferenciarse dos periodos, el primero que comprende la década de los noventa, y el segundo que comprende la primera década del siglo XXI, en particular, cabe destacar los avances de Santander en cuanto a su índice de ingresos al igual que Putumayo en relación con el índice de esperanza de vida, cabe mencionar igualmente el comportamiento de Bogotá y su disparidad con respecto a Chocó.

En relación con el índice de educación, es evidente el estancamiento de este índice en la última década, sin embargo, sorprenden en este componente departamentos como Magdalena y Sucre, que habitualmente son zonas afectadas por altas tasas de deserción escolar y presencia de conflictos armados asociados con problemas de distribución de la tierra.

Ahora bien, las disparidades entre los departamentos con mejores índices en sus componentes y los más afectados o con menores avances parece acrecentarse, y regiones históricamente con rezagos importantes siguen con esa tendencia, como es el caso específico de Chocó que logra los desempeños más pobres en ingreso, esperanza de vida, y muy regulares en educación.

125

Datos de panel, estimaciones econométricas y análisis de convergencia

Con el fin de corroborar el análisis descrito y los argumentos intuitivamente expuestos hasta ahora, se pretende someter el conjunto de datos a estimaciones más formales, utilizando varias herramientas y pruebas enmarcadas en el análisis de datos de panel, que ha sido ampliamente justificado por la literatura académica como la mejor manera de estudiar econométricamente el tipo de datos y variables utilizadas en este estudio.

Con los datos de esperanza de vida, la TBMC y el PIB per cápita para cada departamento de Colombia, se construyó la base de datos compuesta por el conjunto de unidades de sección cruzada, en este caso, 29 unidades, correspondiente a 27 departamentos, Bogotá y el grupo de la Amazonía, que comprende los departamentos de Amazonas, Guainía, Guaviare, Vaupés y Vichada; los datos fueron registrados anualmente.

Usar datos con estas características en estudios econométricos tiene al menos cuatro ventajas. En primer lugar, las observaciones repetidas en el tiempo permiten eliminar efectos cíclicos, lo que es útil para probar modelos teóricos de largo plazo. Adicionalmente, posibilitan solucionar problemas de endogeneidad resultantes de variables omitidas constantemente periodo tras periodo. Por último, al igual que en la unión de cortes transversales, permiten identificar y medir efectos no detectables en muestras de corte transversal, y mejoran la precisión de las estimaciones (Baltagi, 2005, pp. 3-6).

Identificación del estimador apropiado

En referencia a Rosales *et al.* (2010), el primer paso para identificar el estimador apropiado para los datos de panel es analizar la posible existencia de un efecto constante en el término de error. Esto se consigue identificando posibles inconsistencias en una estimación inicial por mínimos cuadrados ordinarios (MCO), que no puedan ser atribuidas a otros problemas del modelo, como heterosce-

dasticidad, lo cual indica la necesidad de emplear efectos aleatorios, o alguna metodología de efectos fijos. Si las estimaciones se consideran sin inconsistencias, la estimación por MCO es la apropiada. Para esto, se utiliza la prueba estadística de Breusch-Pagan.

126

Prueba de Breusch-Pagan

La prueba de Breusch-Pagan consiste en identificar la existencia de autocorrelación residual entre los términos de error de un modelo estimado por MCO, en distintos momentos del tiempo; lo anterior, bajo datos longitudinales, es equivalente a probar la existencia de efectos constantes en el término de error.

Para realizar esta prueba, es necesario estimar el modelo por MCO y obtener los errores calculados \hat{u}_it , dada la regresión por MCO, seguidamente se construye el estimador de Lagrange (*LM*) y se debe verificar el resultado de la prueba de hipótesis.

Esta prueba viene expresada en la ecuación (6): si el valor del estimador es mayor a aquel reportado en la tabla de valores críticos de la distribución χ^2 con un grado de libertad, bajo el nivel de significancia deseado, se rechaza la hipótesis nula. En ese caso se confirma la existencia de un componente fijo en el error, y es necesario aplicar efectos aleatorios o alguna metodología de efectos fijos. Si por el contrario, no es posible rechazar la hipótesis nula, se asume que no existe un término fijo en el error y se utiliza MCO (Greene, 2003, pp. 205-208).

| | |
|---------------------------------------------------------|---------------------------------------------------------------|
| $H_0: \sigma^2u = 0 \rightarrow Corr(s^2ut, s^2us) = 0$ | No hay evidencia de efectos constantes en el error. Usar MCO. |
| (6) | |

| | |
|---------------------------------------------------------------|------------------------------------------------------------------------|
| $H_1: \sigma^2u \neq 0 \rightarrow Corr(s^2ut, s^2us) \neq 0$ | Hay evidencia de efectos constantes en el error, elegir entre EA y EF. |
|---------------------------------------------------------------|------------------------------------------------------------------------|

$$LM = \frac{nT}{2(T-1)} \left[\frac{\sum_{i=1}^n \left[\sum_{t=1}^T e_{it} \right]^2}{\sum_{i=1}^n \left[\sum_{t=1}^T e_{it}^2 \right]} - 1 \right]^2 \sim \chi^2_1 \quad (7)$$

Elección entre efectos aleatorios y efectos fijos

Cuando se presentan problemas donde existe correlación entre el término fijo del error y al menos una de las variables independientes, se debe aplicar una de las metodologías de efectos fijos. Cuando, por el contrario, no hay problema de endogeneidad, es conveniente aplicar el estimador de efectos aleatorios. Esta disyuntiva se soluciona con una prueba de Hausman.

Prueba de Hausman

Para elegir entre estimadores de efectos aleatorios y fijos, se utiliza la prueba de Hausman, la cual plantea una desigualdad estadística entre los estimadores e indica la existencia o no de endogeneidad — véase prueba de hipótesis (8) —.

$H_0 : \beta_{EA} \approx \beta_{EF}$ No hay evidencia de endogeneidad. Usar efectos aleatorios. (8)

$H_1 : \beta_{EA} \neq \beta_{EF}$ Hay evidencia de endogeneidad. Usar efectos fijos.

La prueba consiste en realizar la estimación por efectos aleatorios y seguidamente por efectos fijos, luego se construye el estimador de Hausman y se verifica el resultado de la prueba.

$$H = \frac{(\hat{\beta}_{EF} - \hat{\beta}_{EA})^2}{\text{var}[\hat{\beta}_{EF} - \hat{\beta}_{EA}]} \sim \chi^2_k \quad (9)$$

H es el estadístico de Hausman, β_{EF} corresponde a los estimadores de efectos fijos y β_{EA} a los de efectos aleatorios. Cuando el valor del estadístico es mayor al valor que se reporta en la tabla de valores críticos de la distribución χ^2 , queda rechazada la hipótesis nula. En ese caso, se afirma la existencia de un problema de endogeneidad y resulta necesario aplicar una de las metodologías de efectos fijos. Si, por el contrario, no es posible rechazar la hipótesis nula, es posible asumir que no hay ningún sesgo relevante, y conviene usar efectos aleatorios (Greene, 2003, pp. 208-209).

Estimaciones econométricas datos de panel

En el panel, la unidad de corte transversal es el departamento ($N = 29$) y la parte temporal son los años 1990 al 2010 ($T = 21$), el modelo general que se va a utilizar viene definido por la siguiente ecuación:

$$\gamma IND_{i,t} = \alpha - \beta \ln(IND_{i,t,0}) + \mu_{i,t} \quad (10)$$

Donde $\gamma IND_{i,t}$ representa la tasa de crecimiento del índice que se estudia teniendo en cuenta cada componente, β será el coeficiente de convergencia e $IND_{i,t,0}$ será el nivel del índice en el periodo inicial del estudio, el término $\mu_{i,t}$ captura las perturbaciones. La anterior es una variante de la ecuación de convergencia Barro y Sala-i-Martin (1990, 1992), lo cual implica que la regresión de corte transversal de la tasa de crecimiento y el logaritmo del ingreso inicial deberían generar un coeficiente de convergencia β negativo. En otras palabras, los departamentos más rezagados en el IDH presentarán un avance más significativo que los departamentos con mejores índices. En consecuencia, el signo esperado para los coeficientes de convergencia producto de las estimaciones del modelo deberá ser negativo para que se presente la β -convergencia absoluta.

Resultados componente de ingresos en Colombia

Para identificar el estimador por utilizar, se sigue lo planteado en el apartado “Identificación del estimador apropiado”. Esta metodología permite deducir cuál es el modelo econométrico apropiado para este ejercicio. En este caso no interesa reducir el problema a uno de corte transversal, por lo que directamente se estima el modelo por mínimos cuadrados ordinarios.

En la tabla 2, la variable control, el logaritmo del nivel inicial del índice de ingresos, no presenta el signo en el coeficiente esperado —negativo—, adicionalmente, con un estadístico t de 0,38, resulta no ser significativo. Esta inconsistencia hace pensar que la heterogeneidad no observada entre los departamentos puede estar sesgando los resultados del modelo.

Tabla 2. Salida regresión por mínimos cuadrados ordinarios, índice de ingresos

| Source | SS | df | MS | | | |
|-----------|------------|-----------|------------|----------------|----------------------|----------|
| Model | .000724583 | 1 | .000724583 | Number of obs. | = | 580 |
| Residual | 2.94530555 | 578 | .005095684 | F (1, 578) | = | 0.14 |
| | | | | Prob > F | = | 0.7062 |
| | | | | R-squared | = | -0.0002 |
| Total | 2.94603013 | 579 | .005088135 | Adj R-squared | = | -0.0015 |
| | | | | Root MSE | = | .07138 |
| ginding | Coef. | Std. Err. | t | P> t | [95% Conf. Interval] | |
| loginding | .002666 | .0070701 | 0.38 | 0.706 | -.0112201 | .0165522 |
| _cons | .0393036 | .0063858 | 6.15 | 0.000 | .0267614 | .0518458 |

Fuente: elaboración propia a partir de DANE, cuentas departamentales.

En efecto, se hace necesario realizar la prueba de Breusch-Pagan para probar la existencia de correlación entre los términos de error del modelo. Para esto, se realiza una regresión de efectos aleatorios, y se prueba la evidencia de autocorrelación entre los términos de error (tabla 3).

Tabla 3. Salida prueba de Breusch-Pagan, índice de ingresos

| | | |
|-----------------------------------------------------------------|-------------|----------------|
| Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects | | |
| ginding[codigodepto,t] = Xb + u[codigodepto] + e[codigodepto,t] | | |
| Estimated results: | | |
| | Var | sd= sqrt (Var) |
| ginding | .0050881 | .0713312 |
| e | .0045761 | .0676471 |
| u | 0 | 0 |
| Test: Var (u) = 0 | | |
| | chi2(1) | = 5.62 |
| | Prob > chi2 | = 0.0178 |

Fuente: elaboración propia a partir de DANE, cuentas departamentales.

En este caso se rechaza la hipótesis nula al 5%, lo que muestra evidencia estadística de heterogeneidad no observada en el error, en consecuencia, esto nos remite a la prueba de Hausman para probar la endogeneidad resultante de la correlación de una de las variables independientes con el componente fijo del término de error (tabla 4).

Tabla 4. Salida prueba de Hausman, índice de ingresos

| — Coefficients — | | | | |
|--------------------------------------------------------------------|----------|---------|------------|---------------------|
| | (b) | (B) | (b-B) | sqrt(diag(v_b-v_B)) |
| | FE | RE | Difference | S.E. |
| loginding | .0700794 | .002666 | .0674133 | 0.008411 |
| b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg | | | | |
| B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg | | | | |
| Test: Ho: difference in coefficients not systematic | | | | |
| $\text{chi2}(1) = (b-B)'[(v_b-v_B)^{-1}](b-B)$ | | | | |
| = 64.24 | | | | |
| Prob>chi2= 0.0000 | | | | |

Fuente: elaboración propia a partir de DANE, cuentas departamentales.

Esta prueba de Hausman (tabla 4) rechaza la hipótesis nula de estimadores de efectos aleatorios consistentes, con una significancia del 5%. En este sentido, el estimador adecuado es el de efectos fijos que se muestra en la tabla 5.

Tabla 5. Salida regresión por efectos fijos, índice de ingresos

| Fixed-effects (within) regression | | | | Number of obs = | 580 |
|-----------------------------------|---------------------------------------------|-----------|-------------------|--------------------|----------------------|
| Group variable: codigodepto | | | | Number of groups = | 29 |
| R-sq: | within | = 0.0761 | Obs per group min | = | 20 |
| | between | = 0.5444 | avg | = | 20.0 |
| | overall | = 0.0002 | max | = | 20 |
| corr(u_i, xb) = -0.7208 | | | | F(1,550) = | 45.30 |
| | | | | Prob > F = | 0.0000 |
| ginding | Coef. | Std. Err. | t | P> t | [95% Conf. Interval] |
| loginding | .002666 | .0070701 | 0.38 | 0.706 | -.0112201 .0165522 |
| _cons | .0393036 | .0063858 | 6.15 | 0.000 | .0267614 .0518458 |
| sigma_u | .03990432 | | | | |
| sigma_e | .06764709 | | | | |
| rho | .25814367 (fraction of variance due to u_i) | | | | |
| F test that all u_i=0 | | | F(28, 550)= | 3.34 | Prob > F = 0.0000 |

Fuente: elaboración propia a partir de DANE, cuentas departamentales.

Considerando que la convergencia se verifica si el coeficiente resultante tiene signo negativo, se observa en la tabla 5 que el coeficiente tiene signo positivo, y, aunque es estadísticamente significativo, demuestra que no se presenta la relación

esperada entre la tasa de crecimiento en el periodo 1990-2010 del índice de ingresos regional y el valor del índice de ingresos para 1990. La obtención de un coeficiente con un signo positivo en la ecuación de convergencia señala que la hipótesis de convergencia en ingresos no se cumple para los departamentos colombianos, aún más, al ser estadísticamente significativo, indica que la tendencia es divergente.

131

Los resultados de la regresión por efectos fijos ilustrada en la tabla 5 concuerdan con las anotaciones de Aguirre (2005). En su estudio encuentra que no había relación clara entre la tasa de crecimiento entre 1985 y el 2001 del PIB per cápita regional y el valor del PIB per cápita para 1985. Adicionalmente, la obtención de un coeficiente con signo positivo en la ecuación de convergencia señala que la hipótesis de convergencia absoluta en ingresos no se cumple para los departamentos colombianos.

Sin embargo, los resultados para el índice de ingresos presentan una clara contradicción con los resultados del trabajo seminal de Mauricio Cárdenas (1993), quien estudia el proceso de convergencia en el ingreso per cápita de las diferentes regiones del país durante el periodo 1950-1990, donde evidencia que el coeficiente de convergencia para la regiones del país es del 4,22 % entre 1950 y 1989, y del 3,2 % para el periodo 1960-1989, de igual manera, vale la pena destacar que el periodo de estudio del presente trabajo es diferente al de Cárdenas.

Es oportuno mencionar el trabajo de Meisel (1993), quien realiza su estudio utilizando el PIB departamental para el periodo comprendido entre 1960 y 1989, tomando la dispersión del ingreso por habitante, medida a través del coeficiente de variación, y encuentra que la única evidencia de convergencia, según los datos, ocurrió antes de 1960; los resultados de Adolfo Meisel, si bien difieren de este trabajo en cuanto a la metodología de estimación, concuerdan con los resultados del presente documento, e indican que en torno a la convergencia tipo σ tampoco hay una senda clara de convergencia en tiempos recientes.

Resultados componente de esperanza de vida en Colombia

Realizando la prueba de Breusch-Pagan (tabla 6) para las estimaciones de este componente, se rechaza la hipótesis nula al 5%. Este resultado nos sugiere la utilización de alguna metodología que tenga en cuenta la existencia de efectos constantes en el tiempo, lo cual nos remite a la prueba de Hausman.

La prueba de Hausman presentada en la tabla 7 acepta la hipótesis nula con una significancia del 5%, de esta manera, al no poder rechazar H_0 , no hay sesgo del cual preocuparse y se prefieren efectos aleatorios que, al no estimar tantas *dummies*, constituyen un modelo más eficiente.

Tabla 6. Salida prueba de Breusch-Pagan, índice de esperanza de vida

| | | |
|-----------------------------------------------------------------|-------------|----------------|
| Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects | | |
| ginding[codigodepto,t] = Xb + u[codigodepto] + e[codigodepto,t] | | |
| Estimated results: | | |
| | Var | sd= sqrt (Var) |
| gindev | 0.0000117 | 0.0034192 |
| e | 2.24E-06 | 0.0014968 |
| u | 3.81E-06 | 0.001951 |
| Test: Var (u) = 0 | | |
| | chi2(1) | = 2058.38 |
| | Prob > chi2 | = 0.0000 |

Fuente: elaboración propia a partir de DANE, Conciliación Censal 1985-2005.

Tabla 7. Salida prueba de Hausman, índice de esperanza de vida

| | | | | |
|--------------------------------------------------------------------|---------------------------------------|-----------|------------|---------------------|
| — Coefficients — | | | | |
| | (b) | (B) | (b-B) | sqrt(diag(v_b-v_B)) |
| | FE | RE | Difference | S.E. |
| logindev | -.0423864 | -.0421174 | -.000269 | 0.0003575 |
| b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg | | | | |
| B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg | | | | |
| Test: Ho: difference in coefficients not systematic | | | | |
| | chi2(1) = (b-B)'[(v_b-v_B)^(-1)](b-B) | | | |
| | = 0.57 | | | |
| | Prob>chi2= 0.4517 | | | |

Fuente: elaboración propia a partir de DANE, Conciliación Censal 1985-2005.

En la tabla 8 se observa la salida del modelo de efectos aleatorios; el coeficiente de convergencia presenta un signo negativo, tal como lo esperado, adicionalmente, es significativo, lo cual predice una convergencia a un ritmo cercano al 4 % anual. La existencia de convergencia en este índice social muestra que sigue, de manera similar, la dinámica planteada por el modelo neoclásico en el análisis de la convergencia en ingreso. Los resultados están en concordancia con el estudio que Arrázola, Rueda y Fortich (2003) hacen para indicadores sociales donde la esperanza de vida presenta una convergencia cercana al 3 % anual, especialmente en los departamentos de la región Caribe.

Tabla 8. Salida regresión con efectos aleatorios del índice de esperanza de vida

| | | | | | |
|-------------------------------|---------------------------------------------|--------------------|---------------------|-------------------|----------------------|
| Random-effects GLS regression | | Number of obs = | | 580 | |
| Group variable: codigodepto | | Number of groups = | | 29 | |
| R-sq: | within | = 0.5469 | Obs per group min = | | 20 |
| | between | = 0.4775 | avg = | | 20.0 |
| | overall | = 0.5029 | max = | | 20 |
| Random effects u_i | | ~ Gaussian | | F(1,550) = 688.51 | |
| corr(u_i, x) | | = 0(assumed) | | Prob > F = 0.0000 | |
| gindev | Coef. | Std. Err. | z | P> z | [95% Conf. Interval] |
| logindev | -.0421174 | .0016051 | -26.24 | 0.000 | -.0452634 - .0389714 |
| _cons | .0003707 | .0004228 | 0.88 | 0.381 | -.0004579 0.0011993 |
| sigma_u | .00195104 | | | | |
| sigma_e | .00149676 | | | | |
| rho | .62951057 (fraction of variance due to u_i) | | | | |

Fuente: elaboración propia a partir de DANE, Conciliación Censal 1985-2005.

En contraste, Galvis y Meisel (2010), utilizando indicadores de pobreza que se podrían asociar con una vida larga y saludable, encuentran que la periferia del país ha sido la más afectada por la pobreza y presenta especial resistencia, debido a que se han perpetuado las trampas de la pobreza aunadas a niveles de desigualdad estructural, de lo cual concluyen que Colombia no es un caso de convergencia regional, y muestran también que la política económica colombiana se ha caracterizado por desconocer los desequilibrios económicos y de oportunidades entre las regiones, y ello puede ser parte de la explicación de las condiciones divergentes que afectan a algunas regiones del país.

Resultados componente de educación en Colombia

Siguiendo el esquema de identificación presentado en el apartado “Identificación del estimador apropiado”, al igual que en las anteriores estimaciones debemos partir de la prueba Breusch-Pagan ilustrada en la tabla 9, en este caso se rechaza la hipótesis nula al 5 %, lo que muestra evidencia estadística de heterogeneidad no observada en el término error, lo cual implica que se debe elegir entre un modelo de efectos fijos o uno de efectos aleatorios.

Tabla 9. Salida prueba de Breusch-Pagan, índice de educación

| | | |
|-----------------------------------------------------------------|-------------|----------------|
| Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects | | |
| ginding[codigodepto,t] = Xb + u[codigodepto] + e[codigodepto,t] | | |
| Estimated results: | | |
| | Var | sd= sqrt (Var) |
| ginded | .0079057 | .088914 |
| e | .0062508 | .0790622 |
| u | .0001602 | .0126579 |
| Test: Var (u) = 0 | | |
| | chi2(1) | = 4.32 |
| | Prob > chi2 | = 0.0377 |

Fuente: elaboración propia a partir de DANE, proyecciones de población, Colombia Estadística.

En este caso se rechaza la hipótesis nula de la prueba de Hausman (tabla 10), con una significancia del 5 %, lo cual implica que en la muestra hay una fuerte evidencia estadística de endogeneidad, de manera que el estimador apropiado será el de efectos fijos.

Tabla 10. Salida prueba de Hausman, índice de educación

| — Coefficients — | | | | |
|--------------------------------------------------------------------|---------------------------------------|-----------|---------------------|-----------------------------|
| | (b) FE | (B) RE | (b-B) Difference | sqrt(diag(v_b-v_B)) S.E. |
| loginded | -.2432421 | -.2221308 | -.0211113 | 0.00957 |
| b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg | | | | |
| B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg | | | | |
| Test: Ho: difference in coefficients not systematic | | | | |
| | chi2(1) = (b-B)'[(v_b-v_B)^(-1)](b-B) | | | |
| | = 4.87 | | | |
| | Prob>chi2= 0.0274 | | | |

Fuente: elaboración propia a partir de DANE, proyecciones de población, Colombia Estadística.

A partir de los resultados que muestra la tabla 11, se puede establecer una tendencia de convergencia absoluta, dado que el coeficiente presenta la relación esperada —negativa— entre la tasa de crecimiento en el periodo 1990-2010 del índice de educación regional y el valor del índice de educación para 1990. Aún más, al ser significativo, indica que hay una tasa de convergencia cercana al 24 %, esta tasa implica que la mitad de la distancia que separa a cada región de su estado

estacionario se cierra aproximadamente en 2 años. Los resultados concuerdan con los hallazgos de Murillo y Gaviria (2008), quienes estudian la convergencia de capital humano en Colombia para el periodo 1993-2005. Mediante estimaciones a partir de la metodología tradicional y la técnica de panel de datos, señalan que aun cuando persisten diferencias importantes entre las entidades departamentales en años promedio de educación, es claro que existe una tendencia hacia la convergencia de capital humano.

Tabla 11. Salida regresión por efectos fijos, índice de educación

| | | | | | | |
|-----------------------------------|---------------------------------------------|-------------|--------|-------------------|----------------------|-------------------|
| Fixed-effects (within) regression | | | | Number of obs | = | 580 |
| Group variable: codigodepto | | | | Number of groups | = | 29 |
| R-sq: | within | = | 0.1876 | Obs per group min | = | 20 |
| | between | = | 0.2607 | avg | = | 20.0 |
| | overall | = | 0.1840 | max | = | 20 |
| | | | | F(1,550) | = | 127.04 |
| corr(u_i, xb) | | | | = | -0.2223 | Prob > F = 0.0000 |
| ginding | Coef. | Std. Err. | t | P> t | [95% Conf. Interval] | |
| loginding | -.2432421 | .0215807 | -11.27 | 0.000 | -.2856327 | .2008514 |
| _cons | .0588728 | .0081338 | -7.24 | 0.000 | -.0748499 | .0428956 |
| sigma_u | .02363639 | | | | | |
| sigma_e | .07906219 | | | | | |
| rho | .08204392 (fraction of variance due to u_i) | | | | | |
| F test that all u_i=0 | | F(28, 550)= | 3.34 | Prob > F = 0.0000 | | |

Fuente: elaboración propia a partir de DANE, proyecciones de población, Colombia Estadística.

Sin embargo, la velocidad de convergencia obtenida debe interpretarse con cuidado, puesto que está indicando que los departamentos analizados están muy cerca de su estado estacionario, lo cual es una interpretación muy ligera, dado el corto periodo de análisis. Al respecto, Shioji (1997) señala que las estimaciones de panel de la ecuación de convergencia pueden tener un sesgo que induce las tasas de convergencia al alza cuando se trabaja con tasas de crecimiento medidas en lapsos muy cortos de tiempo.

Esto podría ser un argumento para respaldar el resultado obtenido por Aguirre (2005), quien aborda la tasa de analfabetismo desde el método no paramétrico, apoyándose en la metodología alternativa de kernel de densidad univariado, y encuentra que para 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.

Teniendo en cuenta que Colombia se encuentra en una etapa incipiente dentro de la senda de acumulación de capital humano, generalmente se reconoce que la educación primaria, particularmente en una etapa temprana de desarrollo, influye más en el desarrollo humano que la educación terciaria; por lo tanto,

"Teniendo en cuenta que Colombia se encuentra en una etapa incipiente dentro de la senda de acumulación de capital humano, generalmente se reconoce que la educación primaria, particularmente en una etapa temprana de desarrollo, influye más en el desarrollo humano que la educación terciaria; por lo tanto, la ampliación de la educación primaria aumenta la productividad de los trabajadores urbanos y rurales".

la ampliación de la educación primaria aumenta la productividad de los trabajadores urbanos y rurales. En la agricultura, la educación eleva la productividad de los agricultores. Además, la educación contribuye de manera importante a la capacidad técnica y al cambio tecnológico en la industria.

Sin embargo, en referencia a Ranis *et al.* (2000), se ha demostrado que ampliar la enseñanza primaria conduce a una distribución más equitativa del ingreso (Psacharopoulos *et al.*, 1992), y estudios recientes indican que la distribución más equitativa de bienes e ingresos contribuye al crecimiento económico; es aquí donde se presenta una traba particular, dado que Colombia presenta niveles de desigualdad en el ingreso que tienen un origen estructural, dados los bajos niveles de inversión en variables sociales, en especial en educación, que en un país como Colombia se convierte en una primordial fuente de movilidad social.

Conclusiones y recomendaciones

En Colombia se ha analizado la convergencia en el 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), hasta las metodologías que parten de la crítica a esta manera de analizar la

convergencia. Sin embargo, la visión basada en estudios sobre el ingreso debe ser complementada con una perspectiva más amplia, dado que el análisis por componentes del IDH logra presentar una perspectiva multidimensional del desarrollo.

Por ejemplo, la educación captura varias dimensiones del desarrollo humano; como capital humano, es una medida de la inversión que la sociedad hace en las personas; como factor de producción, a través de creación y utilización de las innovaciones, es el principal motor del crecimiento económico.

Lo anterior indica la importancia de incorporar variables de este tipo en los estudios sobre convergencia departamental, en especial, teniendo en cuenta los avances registrados hasta el momento, considerando los estudios de Aguirre (2005), quien toma como referencia las tasas de analfabetismo y mortalidad; el trabajo de Bonet y Meisel (1999) y Meisel y Vega (2004) donde incorporan variables políticas, la tasa de migración y escolarización, además de la estatura de los hombres y mujeres por departamentos en el segundo caso; por último, la investigación de Arrázola, Rueda y Fortich (2003), quienes toman como nivel de medición, las tasas de mortalidad, natalidad y esperanza de vida.

En este trabajo se ha presentado un análisis de convergencia regional en Colombia, en los componentes del IDH. En relación con el componente del ingreso, que se construyó a través del PIB per cápita empalmado las series a precios constantes de 1994, muestra una tendencia divergente para el periodo 1990-2010. El crecimiento del producto en el periodo de estudio no se dio por igual en todos los departamentos del país. La distancia entre Meta, el departamento con mayor PIB per cápita, y Sucre, el de menor PIB per cápita, se incrementó en forma importante, llegando casi a los \$6.922.048 pesos en el 2010. En contraste, en 1990, la distancia entre Arauca, el departamento con mayor PIB per cápita, y Putumayo, el de menor PIB per cápita, era de \$4.022.927 pesos.

El efecto de la crisis de finales de los años noventa se ve claramente en el índice de ingresos: en el 2001 ningún departamento había logrado recuperar el índice de 1997. En algunos, la caída de 1999 fue tan fuerte que los llevó a los niveles iguales y hasta inferiores a los existentes en 1990. Tal es el caso del grupo de la Amazonía, Arauca o Chocó. En otros, el avance ha sido importante, como en Meta, Casanare o San Andrés y Providencia. Durante los últimos años, en Colombia se observa no solo una tendencia divergente del ingreso per cápita departamental, sino también un empeoramiento de la distribución del ingreso. La conclusión es obvia: el bienestar de la población se ha deteriorado.

La brecha en cuanto a esperanza de vida por departamentos se ha reducido, como resultado de un avance importante en el índice de esperanza de vida por parte de los departamentos más atrasados en este componente en 1990; esto, contrastado con los resultados de la tabla 8, corrobora la hipótesis de convergencia para el índice de esperanza de vida.

Mientras que Atlántico y Bogotá tenían la mayor esperanza de vida en 1990 y la aumentaron en 4 años entre 1990 y el 2010, Chocó y el grupo de la Amazonía la incrementaron en 10 años. Sin embargo, los 69,3 años de esperanza de vida del Chocó son la muestra de una gran desigualdad, ya que es una esperanza de vida apenas superior a la que tenía el país en su conjunto en 1990. Esto significa un atraso de 14 años con respecto al promedio nacional de 73,4 años de esperanza de vida en el 2010.

En relación con el índice de logro educativo, se incrementa de forma importante de 1993 a 1998, y se convierte en el factor que tiene la mayor velocidad de convergencia de acuerdo con los resultados. De ahí en adelante, se observan caídas en la matrícula educativa, que han sido motivadas por una reacción de los hogares ante la disminución de ingresos ocasionada por la crisis económica de finales de los noventa, que ocasionó el retiro de sus hijos de los establecimientos educativos.

Entre 1998 y el 2002 se presenta el periodo más crítico. Se observa que Cesar, Arauca, Putumayo y San Andrés, Providencia y Santa Catalina perdieron entre ocho y diez puntos porcentuales en la tasa de matrícula combinada. Eso significa que para algunos de estos departamentos, como Putumayo y San Andrés, Providencia y Santa Catalina, el retroceso fue tan fuerte que echó para atrás los logros de la década.

La caída en la tasa de matrícula que se presentó en el fin de siglo, tuvo consecuencias importantes en la siguiente década, dado que las personas que abandonaron el sistema educativo por causa de la crisis, difícilmente se reintegraron. Esta ruptura de la acumulación de capital humano tuvo repercusiones en el desarrollo humano de la primera década del siglo XXI. Dado que la tasa de matrícula captura las fluctuaciones de corto plazo en la situación económica o social de los hogares, por lo menos en un país como Colombia, con un sistema educativo con alto peso del sector privado.

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 rol de la política fiscal en torno al gasto en infraestructura con el fin de corroborar los resultados de Suescún (2007), quien afirma que el gasto público en este sector genera mayores efectos positivos sobre el bienestar, el desarrollo humano y el progreso social que otras formas de gasto, como salud o educación. 2) Relacionar el PIB per cápita corregido con el índice de Gini, que mide la concentración del ingreso, con índices de equidad de género e índices de calidad de vida, pobreza y demás. 3) Implementar como variable de estudio los cambios institucionales y sus marcos regulatorios,

dado que naturalmente tienen efectos sobre la velocidad del desarrollo y sobre su distribución. 4) Incluir en el análisis, el impacto del conflicto armado sobre la convergencia y el rezago de las regiones afectadas por este flagelo.

Referencias

139

- Acevedo, S. (2003). Convergencia y crecimiento económico en Colombia 1980-2000. *Ecos de Economía*, 17, 51-78.
- Aguirre, K. (2005). Convergencia en indicadores sociales en Colombia: una aproximación desde los enfoques tradicional y no paramétrico. *Desarrollo y Sociedad*, 56, 147-176.
- Arrázola, L., Rueda, F. y Fortich, R. (2003). Convergencia en los indicadores sociales: una aproximación empírica al caso colombiano (1985-2000). *Indicadores Sociales de Cartagena*, 6, 47-63.
- Baltagi, B. (2005). *Econometric Analysis of Panel Data* (3ª edición). Nueva York: J. Wiley & Sons.
- Barro, R. y Sala-i-Martin, X. (1990). Economic Growth and Convergence across the United States. *National Bureau of Economic Research, Working Paper*, 3419.
- Barro, R. y Sala-i-Martin, X. (1992). Convergence. *The Journal of Political Economy*, 100 (2), 223-251.
- Baumol, W. (1986). Productivity Growth, Convergence, and Welfare: What the Long-Run Data Show. *The American Economic Review*, 72 (2).
- Birchenall, J. y Murcia G. (1997). Convergencia regional: una revisión del caso colombiano. *Desarrollo y Sociedad*, 40, 273-308.
- Bonet, J. y Meisel, A. (1999). La convergencia regional en Colombia: una visión de largo plazo, 1926-1995. *Documentos de Trabajo sobre Economía Regional*, 8, Banco de la República, Cartagena de Indias.
- Bonet, J. y Meisel, A. (2006). Polarización del ingreso per cápita departamental en Colombia, 1975-2000. *Documentos de Trabajo sobre Economía Regional*, 76, Banco de la República, Centro de Estudios Económicos Regionales, Cartagena de Indias.
- Breusch, T. y Pagan, A. (1980). The LM Test and its Applications to Model Specification in Econometrics. *Review of Economic Studies*, 47, 239-253.

- Canova, F. y Marcet, A. (1995). The Poor Stay Poor: Non-Convergence Across Countries and Regions. *CEPR Discussion Paper*, 1265, Centre for Economic Policy Research.
- Cárdenas, M. (1993). Crecimiento y convergencia en Colombia: 1950-1990. *Revista Planeación y Desarrollo Edición Especial*, 24, 53-80.
- Cárdenas, M., Pontón, A. y Trujillo, J. (1993). Convergencia y migraciones interdepartamentales en Colombia: 1950-1990. *Coyuntura Económica*, 23.
- De Long, B. (1988). Productivity Growth, Convergence, and Welfare: Comment. *American Economic Review*, 78 (5), 1138-1154
- Galvis L. y Meisel, A. (2010). Persistencia de las desigualdades regionales en Colombia: un análisis espacial. *Documentos de Trabajo sobre Economía Regional*, 120, Banco de la República, Cartagena de Indias.
- Greene, W. (2003). *Econometric analysis* (5ª edición). Nueva York: Pearson Prentice-Hall.
- Hausman, J. y Taylor, W. (1981). Panel Data and Unobservable Individual Effects. *Econometrica*, 49, 1377-1398..
- Iregui, A., Melo, L. y Ramos, J. (2006). *Evaluación y análisis de eficiencia de la educación en Colombia*. Bogotá: Banco de la República de Colombia.
- Lora, E. (1995). *Técnicas de medición económica: metodología y aplicaciones en Colombia*. Bogotá: Tercer Mundo/Fedesarrollo.
- Lotero, J., Franco, L. y Restrepo, S. (2000). Modelos de desarrollo y convergencia interregional de la productividad industrial en Colombia. *Lecturas de Economía*, 52 (1).
- Mankiw, G., Romer, D. y Weil, D. (1990). A contribution to the Empirics of Economic Growth. *NBER Working Papers Series*, 3541.
- Meisel, A. (1993). ¿Polarización o convergencia? A propósito de Cárdenas, Pontón y Trujillo. *Coyuntura Económica*, 23 (2), 153-160.
- Meisel, A. y Vega, M. (2004). La estatura de los colombianos: un ensayo de antropometría histórica, 1910-2002. *Documentos de Trabajo sobre Economía Regional*, 120, Banco de la República.
- Moncayo, E. (2004). El debate sobre la convergencia económica internacional e interregional: enfoques teóricos y evidencia empírica. *EURE*, XXX (90), 7-26. Santiago de Chile.

- Murillo, M. y Gaviria, M. (2008). Convergencia en capital humano en Colombia: un análisis para el periodo 1993-2005. *Revista Región y Gestión*, 6, 91-126.
- PNUD Colombia. (2004). *Las regiones de Colombia frente a los objetivos del milenio*. Bogotá: Agencia Colombiana de Cooperación Internacional/Federación Colombiana de Municipios/Agencia de Cooperación Técnica Alemana.
- Psacharopoulos, G. et al. (1992). *Poverty and Income Distribution in Latin America: The Story of the 1980s*. Washington, D.C.: World Bank.
- Quah, D. (1993). Galton's Fallacy and tests of the convergence hypothesis. *Scandinavian Journal of Economics*, 95, 427-43.
- Ranis, G., F. Stewart y Ramírez, A. (2000). Economic growth and human development. *World Development*, 28 (2). Oxford, Reino Unido.
- Rocha, R. y Vivias, A. (1998). Crecimiento regional en Colombia: ¿persiste la desigualdad?. *Revista de Economía del Rosario*, 1 (1), 67-108.
- Rosales, R. et al. (2010). *Fundamentos de econometría intermedia: teoría y aplicaciones*. Apuntes de clase CEDE, Universidad de los Andes.
- Sala-i-Martin, X. (1994). *Apuntes de crecimiento económico*. Barcelona: Antoni Bosch.
- Sala-i-Martin, X. (1996). The Classical Approach to Convergence Analysis. *Economic Journal*, 106 (437), 1019-1036. Julio.
- Sala-i-Martin, X. (1997). I Just Ran Two Million Regressions. *American Economic Review*, 87 (2), 178-183.
- Shioji, E. (1997). Convergence in Panel Data: Evidence from the Skipping Estimation. *Economics Working Papers*, 235, Yokohama National University, Department of Economics.
- Solow, R. (1956). A Contribution to the Theory of Economic Growth. *The Quarterly Journal of Economics*, 70, 65-94.
- Suescún, R. (2007). *The Rol of Fiscal Policy in Human Development and Growth*. Washington, D. C.: World Bank.
- Summers, R. y Heston, A. (1988). A New Set of International Comparisons of Real Product and Price Levels Estimates for 130 Countries, 1950-1985. *Review of Income and Wealth*, 34 (1), 1-25.