

LEONARDO BONILLA MEJÍA
EDITOR

Dimensión regional de la desigualdad en Colombia



Colección de Economía Regional
Banco de la República

Dimensión regional de las desigualdades en Colombia



Colección de Economía Regional
Banco de la República

Leonardo Bonilla Mejía
(Editor)

Dimensión regional de las desigualdades en Colombia



Colección de Economía Regional
Banco de la República

Dimensión regional de las desigualdades en Colombia / Autor editor

Leonardo Bonilla... [et al.]. – Bogotá: Banco de la República, 2011.

340 p.: il. ; 16,5 x 23 cm.

Incluye bibliografías.

1. Desigualdad económica regional - Colombia 2. Equidad económica - Colombia
3. Asignación de recursos - Colombia 4. Distribución del ingreso - Colombia I. Bonilla, Leonardo.
339.09861 cd 21 ed.

A1323586

CEP-Banco de la República-Biblioteca Luis Ángel Arango.

Primera edición

Banco de la República

Diciembre de 2011

ISBN: 978 958 664 242-6

Diseño de portada

Fredy Chaparro

Pintura de la portada:

“El trabajo de los pobres”

Alfredo Piñeres

Diseño de interiores y corrección de estilo

Banco de la República

Armada electrónica y finalización de arte

Proceditor

Derechos reservados

Banco de la República

Impresión

Editora Géminis

Bogotá, D. C., Colombia.

CONTENIDO

ix	Prólogo
1	Persistencia de las desigualdades regionales en Colombia: un análisis espacial Luis Armando Galvis Adolfo Meisel Roca
33	Diferencias regionales en la distribución del ingreso en Colombia Leonardo Bonilla Mejía
65	Determinantes de las diferencias regionales en la distribución del ingreso en Colombia, un ejercicio de microdescomposición Leonardo Bonilla Mejía
121	¿Discriminación laboral o capital humano? Determinantes del ingreso laboral de los afrocartageneros Julio Romero P.
165	Educación, calidad de vida y otras desventajas económicas de los indígenas en Colombia Julio Romero P.
207	Diferenciales salariales por género y región en Colombia: una aproximación con regresión por cuantiles Luis Armando Galvis
253	El éxito económico de los costeños en Bogotá: migración interna y capital humano Julio Romero P.
285	Movilidad intergeneracional en educación en las ciudades y regiones de Colombia Leonardo Bonilla Mejía

PRÓLOGO

En Colombia se superponen distintos tipos de desigualdades. La regional, entendida como la disparidad entre zonas geográficas, es una de ellas. En el Centro de Estudios Económicos Regionales (CEER), del Banco de la República, sucursal Cartagena, se ha prestado especial atención a este tema, y no es para menos: numerosos estudios han corroborado que los altos niveles de concentración económica en la región central del país han profundizado el rezago de las regiones periféricas. En vista de los efectos negativos que esto tiene sobre el bienestar, hoy en día parece haber consenso en que cerrar las brechas regionales debe ser una prioridad de las políticas públicas. Esta, sin embargo, no es la única desigualdad que inquieta a los colombianos: el país tiene una de las peores distribuciones del ingreso per cápita en el mundo, y pocos avances se han registrado durante los últimos años; asimismo, la mayor parte de los colombianos que pertenecen a minorías étnicas tienen desventajas económicas con respecto al resto de la población. Las brechas de género, por su parte, son una forma de discriminación que afecta a más de la mitad de la población. Las particularidades de los migrantes y la movilidad intergeneracional también son temas que están estrechamente relacionados con la desigualdad y, como los anteriores, se han estudiado en el agregado nacional, pero han recibido relativamente poca atención desde el punto de vista regional.

Este libro tiene por objetivo llenar este vacío en la literatura, recopilando estudios que, desde una perspectiva regional, abordan un espectro amplio de desigualdades. A partir de un análisis empírico, que aprovecha con rigor y creatividad la información de las encuestas de hogares, el lector podrá entender mejor

las disparidades, así como identificar sus principales determinantes. También, podrá comprender algunas de las relaciones que hay entre los distintos tipos de desigualdad; por ejemplo, la importancia de la desigualdad regional en la disparidad del ingreso per cápita, o el papel de las migraciones en la desigualdad regional.

El artículo de Luis Armando Galvis y Adolfo Meisel inicia el libro con una caracterización de la desigualdad regional en Colombia. Se analizan dos dimensiones que se conjugan para tal efecto: la espacial y la temporal. Con respecto a la primera, los autores presentan evidencia de que la pobreza no se encuentra aleatoriamente distribuida en el territorio. En efecto, la mayor parte de los municipios pobres del país se encuentran en la periferia, y están rodeados de municipios igualmente pobres, conformándose así varios *clusters* de pobreza. En cuanto a la dimensión temporal, se muestra que entre 1993 y 2005 la persistencia de la pobreza es significativamente mayor en los municipios de la periferia, lo que evidencia la existencia de trampas de pobreza espaciales en Colombia. Lo anterior se confirma parcialmente por el hecho de que el PIB de la mayor parte de los departamentos de la periferia crece a tasas inferiores a los del resto del país.

En el segundo y tercer artículos Leonardo Bonilla profundiza en la distribución del ingreso de los ocupados y los hogares de las distintas regiones y ciudades. Las dos preguntas que se busca responder son: ¿Tienen todas las regiones iguales niveles de desigualdad en el ingreso?, y en caso de existir diferencias, ¿cuáles son sus principales determinantes? La primera conclusión del autor es que sí existen diferencias regionales importantes en la distribución del ingreso. Hay mayor desigualdad en las ciudades que en el campo, y las ciudades más equitativas son las de ingreso medio, mientras que las más ricas y las más pobres forman casi siempre parte del grupo de las más desiguales. El caso de Bogotá ejemplifica lo dicho: es la ciudad con mayor riqueza, pero también una de las más desiguales del país. Con respecto a los determinantes de las diferencias regionales, lo que se encuentra es que la estructura de retornos (en especial los retornos a la educación) y su interacción con la educación y el número de niños, así como los ingresos no laborales, se destacan entre los factores cuyos efectos son regresivos, es decir, aquellos empeoran la distribución del ingreso. Por su parte, el factor más progresivo de la capital de la república es su estructura ocupacional, que se caracteriza por tener más asalariados y menos independientes, así como menos personas sin ingresos.

Los siguientes tres trabajos tienen que ver con desigualdades de grupo. La pregunta central es: ¿Por qué los miembros de un determinado grupo tienen ingresos menores a los del resto de la población? En el primero de estos trabajos Julio Romero evalúa los determinantes del ingreso de la población negra, mulata, y palenquera de Cartagena. El autor muestra que la principal razón por la cual los

afrodescendientes tienen ingresos inferiores a los del resto de los cartageneros es su menor acervo de capital humano, y que las diferencias en los retornos a la educación, comúnmente asociada con la discriminación, son un factor secundario. En el caso de los indígenas sucede lo contrario. Como puede verse en el quinto artículo, también de Julio Romero, los retornos a la educación explican la mayor parte de las diferencias salariales entre los indígenas y el resto de la población colombiana. Las cabeceras de los Andes Orientales sobresalen por registrar los mayores niveles de discriminación laboral. En el artículo también se exploran otras desventajas económicas a las que se enfrentan los indígenas en Colombia. En particular, tienen menores probabilidades de estar estudiando cuando se encuentran en edad escolar y mayores probabilidades de tener alguna necesidad básica insatisfecha y de encontrarse en situaciones de pobreza relativa. En el tercer trabajo de desigualdades de grupo, Luis Armando Galvis muestra que las brechas salariales entre hombres y mujeres no son homogéneas ni entre “estratos” de ingreso, ni a lo largo del territorio, lo cual avala su estudio por regiones. En efecto, las ciudades que muestran menores desigualdades de género están en el centro de la actividad económica del país, y las brechas más sobresalientes se registran en grupos de bajos ingresos, en especial en ciudades pequeñas. El autor también encuentra que el salario mínimo representa un punto de quiebre a partir del cual las brechas de género tienden a reducirse.

En el séptimo trabajo Julio Romero busca medir las diferencias económicas que existen entre las personas que han cambiado de lugar de residencia en el país y las que no. Si bien este también puede considerarse un estudio de desigualdad de grupo, se distancia de los tres anteriores en la medida en que el grupo de migrantes internos se define por las decisiones de sus miembros, y no por algunas de sus características de nacimiento. Lo primero que vale la pena resaltar es que más de una tercera parte de la población colombiana ha migrado a lo largo de su vida, cifra que desvirtúa la creencia popular de que en Colombia la población migra poco. Estos desplazamientos, lejos de reducir el desbalance regional, han contribuido a profundizarlo en la medida en que ha favorecido la concentración del capital humano en las regiones más prósperas. La razón radica en que en Colombia migran más las personas mejor educadas, y lo hacen de las regiones rezagadas a las más prósperas. Este flujo está ampliamente sustentado por el mayor éxito económico que registran los migrantes. Las regiones rezagadas deben, entonces, asumir con creces las pérdidas en su capital humano.

En el último artículo se retoma el tema de la persistencia de la desigualdad. Leonardo Bonilla explora las diferencias regionales en la movilidad intergeneracional en educación. El estudio aborda la siguiente pregunta: ¿en qué ciudades y regiones la educación de los individuos depende menos de la de sus padres? También se estudia si los migrantes internos tuvieron mayor o menor movilidad

educativa. Una de las principales conclusiones es que los resultados varían de acuerdo con los índices de movilidad empleados. Lo que señalan los índices más confiables es que las mujeres y los habitantes de las zonas rurales tuvieron mayor movilidad. Así mismo, hubo mayor movilidad en las ciudades y regiones donde más aumentó el promedio de educación. En cuanto a los migrantes, se encuentra que las diferencias solo son significativas en algunas regiones, pero no lo son a nivel nacional.

Es preciso resaltar que las diferencias en el capital humano son, en prácticamente todos los casos, el factor más importante de desigualdad. Lo anterior solo ratifica algo que se ha afirmado incontables veces: el mejor instrumento para alcanzar una sociedad más equitativa e incluyente es garantizar el acceso a la educación de calidad para todas las personas, sin distingo de procedencia, estrato, género, raza ni edad.

LEONARDO BONILLA MEJÍA
(editor)

PERSISTENCIA DE LAS DESIGUALDADES REGIONALES EN COLOMBIA: UN ANÁLISIS ESPACIAL

Luis Armando Galvis
Adolfo Meisel Roca

Este artículo fue publicado originalmente en la *Revista del Banco de la República*, vol. LXXXII. núm. 986 de diciembre de 2009.

Los autores son economista del Centro de Estudios Económicos Regionales (CEER), y Gerente de la Sucursal de Cartagena, Banco de la República, respectivamente.

Los autores agradecen las sugerencias de Juan D. Barón y Leonardo Bonilla. La colaboración de Mónica Sofía Gómez y Leidy Laura Rueda fue de gran utilidad para el procesamiento de la información.

Las opiniones expuestas no comprometen al Banco de la República ni a su Junta Directiva.

La persistencia en las desigualdades económicas regionales en Colombia es un hecho de larga duración (Bonet y Meisel, 2001). En la literatura internacional del desarrollo económico una de las preguntas centrales es: ¿por qué las desigualdades y la pobreza tienden a ser tan persistentes? (Blanden y Gibbons, 2006; Levernier, Patridge, y Rickman, 2000; Morrill y Wohlenberg, 1971; Sawhill, 1988). Una de las teorías más influyentes ha sido la que se conoce como las “trampas de pobreza”, la cual argumenta que algunos subgrupos se pueden ver inmersos en un círculo vicioso, en el cual su situación se convierte en un equilibrio perverso (Azariadis, 2006). A menudo, para salir de esa tendencia de bajos ingresos se requiere superar algunos niveles mínimos de riqueza o capital humano. Una vez se rebasa ese nivel, esos grupos logran entrar en una senda de crecimiento económico sostenido.

Una de las trampas que la literatura ha identificado es la de los “efectos de vecindario” (Durlauff, 2006; Sampson, Morenoff, y Gannon-Rowley, 2002). Vivir en un vecindario pobre puede magnificar las consecuencias adversas de la pobreza, y reduce las posibilidades de salir de tal situación. Esto, por cuanto hay varios mecanismos que frenan el posible ascenso económico de quienes están radicados en dichos lugares. Por ejemplo, cuando los colegios son financiados localmente, la calidad de la educación puede ser baja y, por tanto, se genera un fenómeno que reproduce la pobreza a lo largo de las generaciones (Bénabou, 1996; Durlauff, 1996). En un contexto más amplio, en las regiones de un país también pueden operar este tipo de mecanismos, y esa es una de las razones por las cuales las desigualdades territoriales en la prosperidad de un país se mantienen en el tiempo.

Este artículo tiene como objetivo mostrar de qué manera se pueden caracterizar las condiciones de pobreza y desigualdad en Colombia. La primera se estudia desde una perspectiva temporal y espacial con el fin de identificar su persistencia en las desigualdades, y ubicar espacialmente dónde se encuentran localizadas las regiones donde estas condiciones son evidentes. En la primera parte del documento se analizan las desigualdades y el crecimiento económico regional, examinando la convergencia en los niveles de ingreso por departamento. En el segundo, la persistencia de tal fenómeno en el transcurso del tiempo. En el tercer capítulo se estudian los índices de necesidades básicas insatisfechas (NBI) a un nivel más desagregado para analizar las condiciones de pobreza de los municipios del país en los últimos cuatro períodos censales. En el cuarto, se adopta una perspectiva espacial para estudiar las trampas de pobreza y mostrar si existen municipios en dicha condición y cuál es su ubicación. La quinta sección concluye.

I. DESIGUALDADES Y CRECIMIENTO ECONÓMICO

En los países en desarrollo los procesos de descentralización fiscal a menudo llevan al aumento en las disparidades regionales. En un trabajo de Andrés Rodríguez-Pose y Roberto Ezcurra se atribuye ese resultado al hecho de que entre los entes territoriales pueden haber diferencias en la capacidad de gestión ante el gobierno central (por ejemplo, para atraer mayores recursos discrecionales); en las restricciones financieras, y en la calidad de las instituciones (Rodríguez-Pose y Ezcurra, 2009). En este sentido, es importante anotar que un documento de investigación de la Unidad de Pobreza y Desigualdad del Departamento de Desarrollo Sostenible del Banco Interamericano de Desarrollo (BID), a cargo de Lustig *et al.* (2002), discute cómo el logro de un mayor crecimiento económico y la reducción de las desigualdades pueden estar sustentadas en políticas que se pueden reforzar mutuamente, de tal manera que se reduce la pobreza y la desigualdad y se impulsa el crecimiento económico.

En Colombia en la década de los noventa las políticas de descentralización, que se reforzaron a partir de la Constitución Política de 1991, llevaron a un esquema en el que las regiones (municipios y departamentos) obtienen transferencias o participaciones del presupuesto nacional (sistema general de participación [SGP]) y de los fondos provenientes de la explotación de los recursos naturales. Estos últimos se conocen como regalías, y se dividen en las directas, que son apropiadas por los departamentos y municipios donde se realiza la explotación del recurso, y las indirectas, que provienen del Fondo Nacional de Regalías (FNR), y se asignan de acuerdo con los proyectos que presentan y se aprueban a las entidades territoriales (es decir, las que se asignan por demanda). Uno de los objetivos que se esperaba alcanzar con la descentralización era la reducción de las desigualdades económicas regionales. Sin embargo, lo que se ha observado después de 1991 ha sido un aumento en esas disparidades interregionales; por ejemplo: el coeficiente de variación del producto interno bruto (PIB) per cápita departamental ha tendido a aumentar.

A. LAS DESIGUALDADES REGIONALES EN COLOMBIA

El tema de las desigualdades y cómo éstas afectan a los departamentos pobres del país es de vital importancia para entender por qué éstos no han podido salir de su atraso relativo, frente a los departamentos más prósperos. Cabe resaltar en este sentido los resultados del trabajo de Bonet y Meisel (2001), en donde se encuentra que el PIB per cápita de los departamentos pobres presenta una amplia divergencia con respecto al promedio.

Bonet y Meisel (2001) muestran que existen dos tipologías de departamentos: aquellos que convergen por debajo o por encima de la media nacional, y los que divergen en dichos términos.

Con base en dicho estudio se reconstruyeron sus series y se hicieron los cálculos hasta el año 2007. En el Gráfico 1 se muestra el PIB per cápita departamental como porcentaje del nacional.

De la anterior tipología se puede mencionar que el primer grupo no es de gran relevancia para la presente discusión, puesto que ya dichos departamentos están convergiendo hacia niveles de PIB per cápita que se asemejan al promedio del país y que, de alguna manera, están contribuyendo a la reducción de las inequidades. El segundo grupo, los que divergen por encima de la media, son aquellos departamentos como Cundinamarca, Antioquia y Santander, los cuales presentan un nivel de PIB per cápita que está por encima de la media nacional y con una tendencia a alejarse de aquélla.

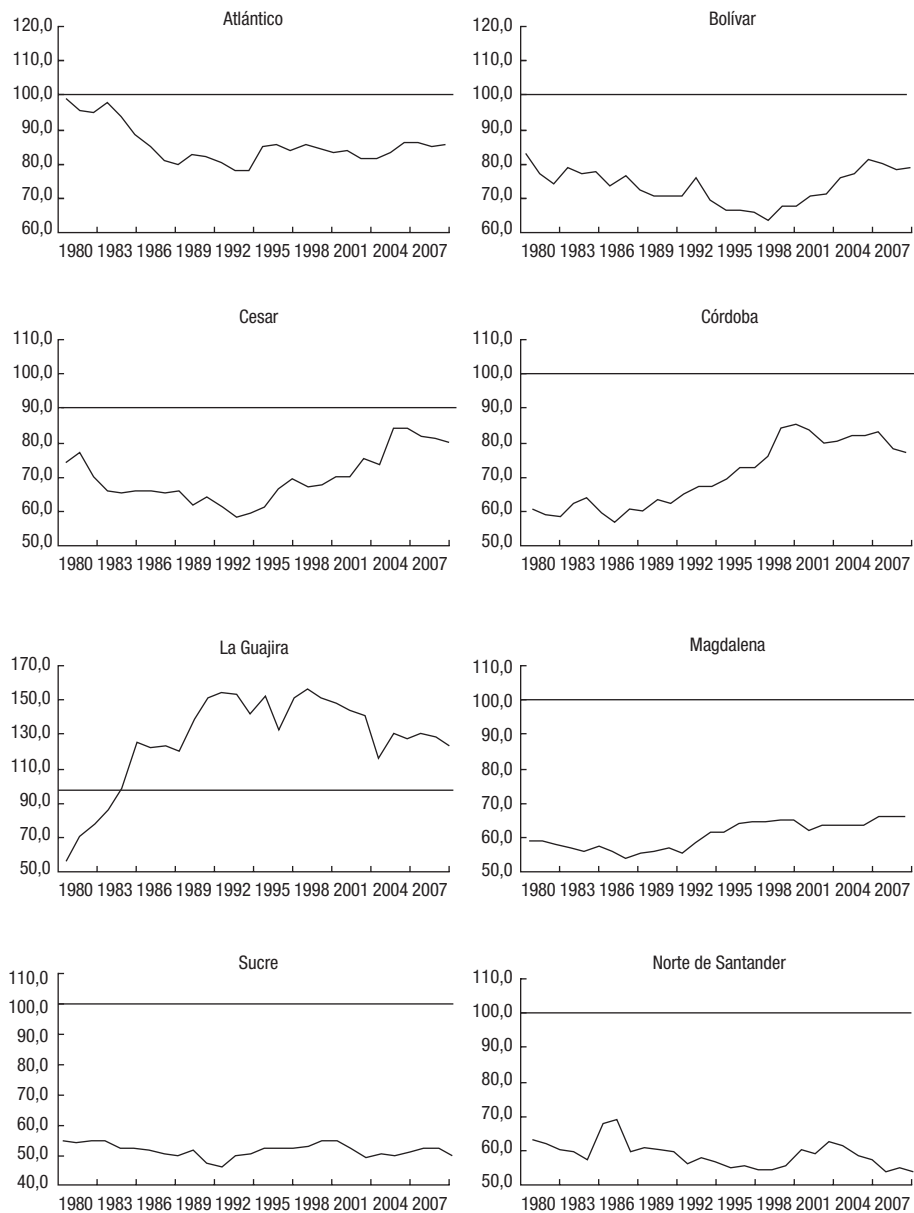
Finalmente, está el grupo de los departamentos que divergen por debajo de la media nacional, caso opuesto del anterior grupo por cuanto dichos entes están en una situación desventajosa con respecto al resto del país, y continúan profundizando sus desventajas relativas. Cabe destacar en este grupo el caso de los departamentos de la costa Caribe (con excepción de La Guajira), ya que en general tienden a mantenerse por debajo del promedio nacional en el lapso estudiado.

Entre 1980 y 2007 Norte de Santander presentó continuamente una divergencia hacia abajo. Cabe resaltar que, de acuerdo con Bonet y Meisel (2001), ya desde la década de 1960 venía con dicha tendencia. Tal departamento experimenta, pues, un comportamiento que se asemeja más al de la costa Caribe que al de los departamentos situados en la región Andina.

Por su parte, Chocó contribuye inicialmente a la convergencia, pero posteriormente se desvía de dicha tendencia. Este ente todavía presenta índices muy críticos de atraso con respecto al resto del país; por ejemplo, en relación con el bienestar económico, el porcentaje de población por debajo de la línea de pobreza es de aproximadamente el doble del reportado en el ámbito nacional. En cuanto a la educación, los índices de analfabetismo doblan los reportados para el país. Por último, con respecto a la infraestructura se encuentra que el recorrido entre Quibdó y un mercado importante como Medellín (que se calcula en 220 km), puede tardar aproximadamente 18 horas, mientras que el trayecto Bogotá-Cali, que es el doble de la distancia mencionada (cerca de 440 km), puede tardar nueve horas en promedio.

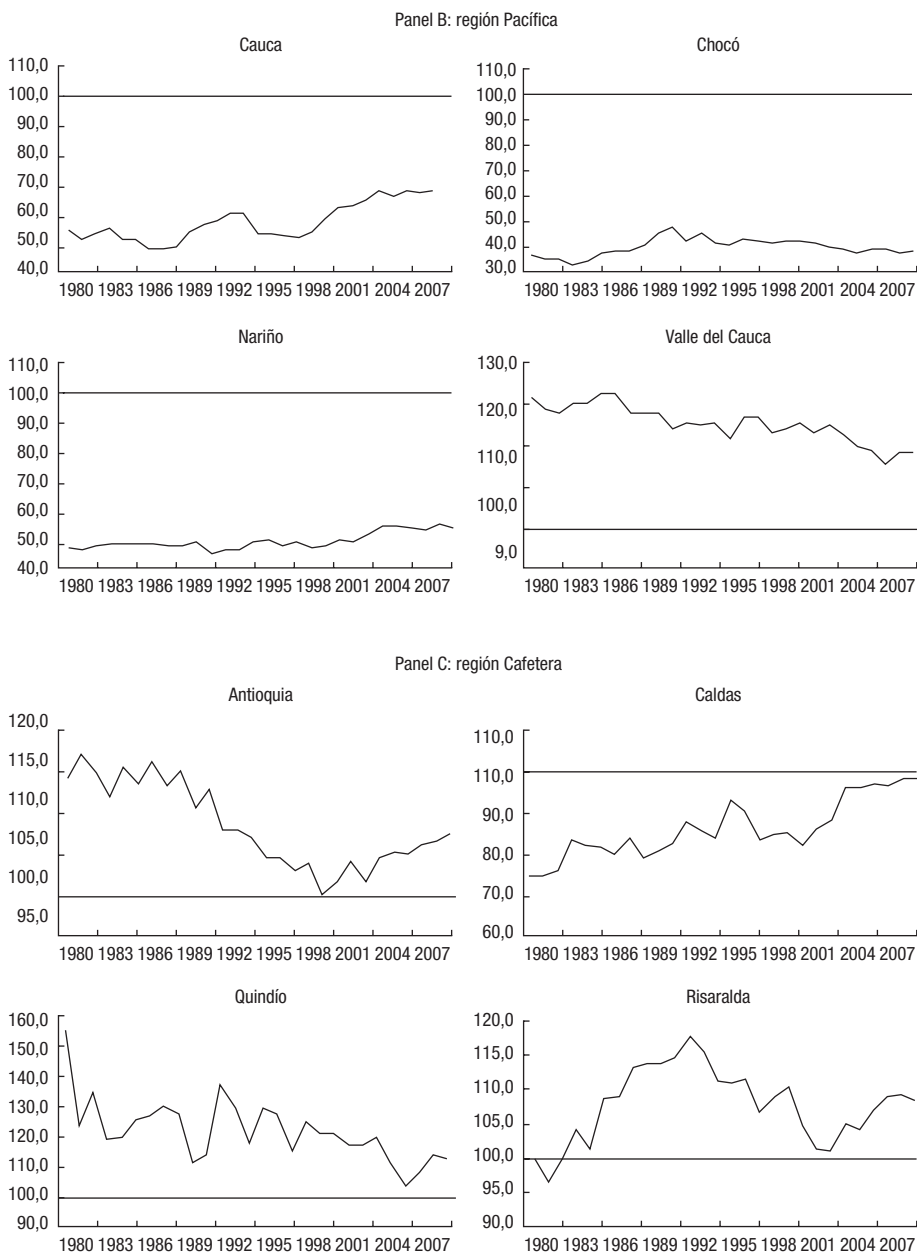
**GRÁFICO 1. CONTRIBUCIÓN A LA CONVERGENCIA DEL PIB DEPARTAMENTAL, 1980-2007
(PIB PER CÁPITA DEPARTAMENTAL/PIB PER CÁPITA NACIONAL)**

Panel A: región Norte



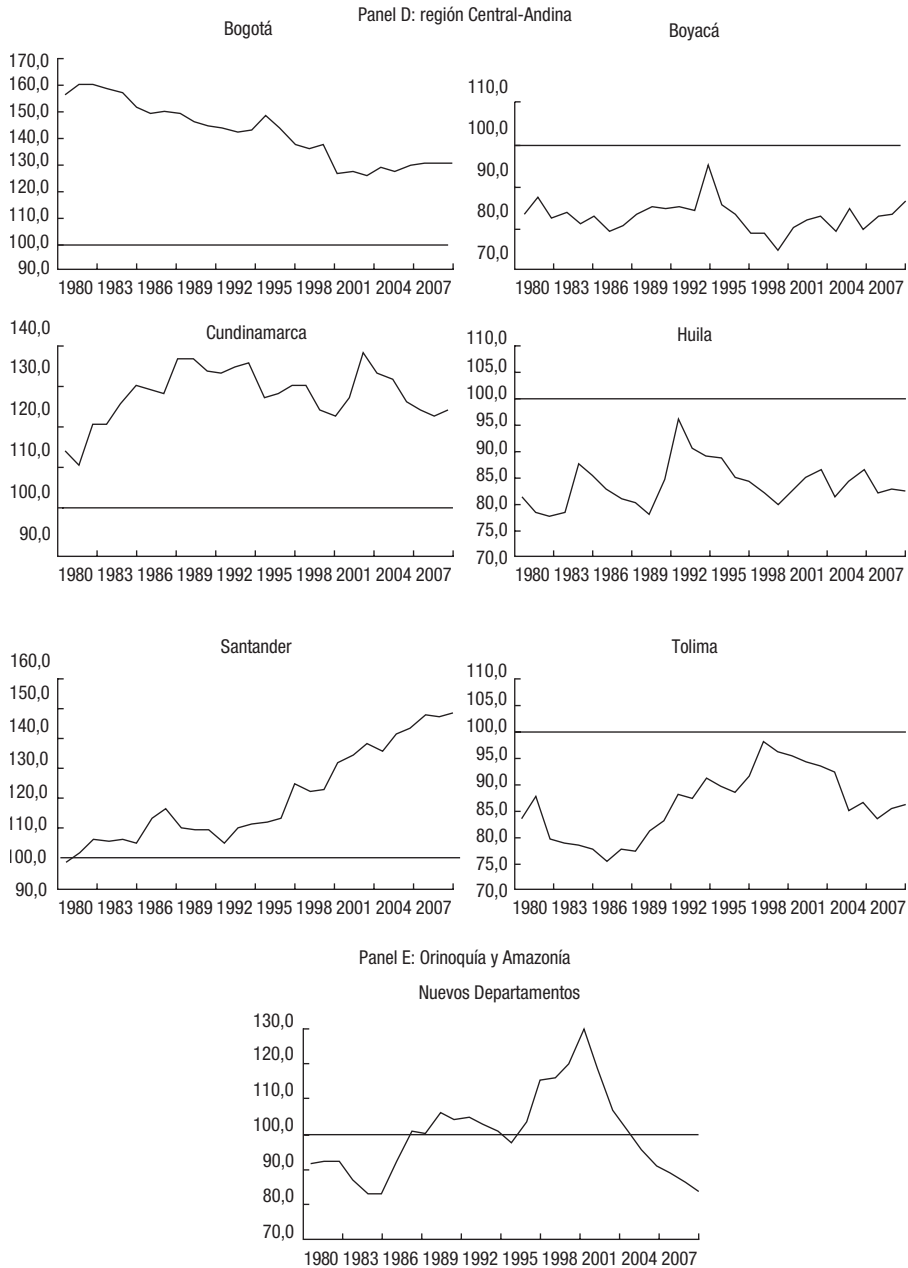
(Continúa)

GRÁFICO 1. CONTRIBUCIÓN A LA CONVERGENCIA DEL PIB DEPARTAMENTAL, 1980-2007
(PIB PER CÁPITA DEPARTAMENTAL/PIB PER CÁPITA NACIONAL) (continuación)



(Continúa)

GRÁFICO 1. CONTRIBUCIÓN A LA CONVERGENCIA DEL PIB DEPARTAMENTAL, 1980-2007
(PIB PER CÁPITA DEPARTAMENTAL/PIB PER CÁPITA NACIONAL) (continuación)



Fuente: cálculos de los autores con base en DANE – cuentas departamentales.

El departamento del Cauca se mantiene sostenidamente en niveles de PIB per cápita por debajo del promedio nacional. Nariño también mantiene niveles inferiores en el PIB per cápita frente al promedio, aunque, al igual que el Cauca, en años recientes se ha venido acercando a dicho promedio. Hasta finales de la década de los noventa los denominados nuevos departamentos se caracterizaron por presentar una tendencia sostenida del PIB per cápita a aumentar por encima de la media nacional, pero a partir de ese período han presentado un comportamiento a la baja y, en los últimos años, se han situado por debajo del promedio.

Valle del Cauca, aunque presenta un PIB per cápita alto en relación con el promedio nacional, tiene a Buenaventura, un municipio que actualmente es el más pobre del departamento, pues en 2005 presentó un índice de NBI que era tres veces mayor al observado en Cali. Además, según Pérez, “Presenta niveles de cobertura de los servicios básicos muy por debajo del promedio departamental y bajas tasas de alfabetismo, más comparables con las del Chocó que con las del Valle” (2008, p. 56).

Por su lado, La Guajira tiende a situarse por encima de la media nacional. Sin embargo, dicho comportamiento está asociado con el desempeño del sector de hidrocarburos, el cual reporta altos niveles en el PIB per cápita, pero esto no se refleja en los ingresos de la población y mucho menos en los niveles de bienestar. Por ejemplo, tal departamento presenta el indicador más crítico, entre todos los entes, en términos de desnutrición para el año 2005 (Viloria, 2007, p. 21)¹.

Las regiones que presentan consistentemente un patrón de divergencia o que se mantienen en niveles de PIB per cápita muy por debajo del promedio nacional se pueden agrupar dentro de la región denominada periferia. Ésta estaría conformada por las costas Caribe y Pacífica, y los departamentos de Orinoquía y Amazonía. Estos últimos entes están agrupados en la categoría de los nuevos departamentos y presentan indicadores de NBI que son superiores al promedio nacional, por lo que, de igual manera, son parte integral de la periferia colombiana. La región del “centro” es, pues, básicamente la zona Andina.

Definida de esta manera, la periferia comprende el 38% de la población nacional y el 60% de la población con NBI. Por tanto, los departamentos de la periferia son muestra de la persistencia en los niveles de pobreza e inequidades.

¹ En la región Caribe también se destacan negativamente en este aspecto los departamentos de Sucre, Magdalena, Cesar y Córdoba (Viloria, 2007, p. 22).

B. LAS DESIGUALDADES INTERPERSONALES Y EL CRECIMIENTO ECONÓMICO

Una política gubernamental que sea integral debe tener por lo menos dos objetivos: i) reducción de desigualdades, y ii) crecimiento económico, focalizándose en las regiones que evidencian persistencia de la pobreza. De acuerdo con algunos estudios empíricos, estos objetivos pueden estar en contraposición. En términos específicos, dichos ejercicios se han centrado en los planteamientos de Kuznets (1955), quien sugirió la existencia de una relación de *u* invertida entre las desigualdades y el desempeño económico, de tal manera que el incremento en el ingreso per cápita de los países está inicialmente acompañado por un aumento en sus desigualdades. Sin embargo, a partir de un punto de quiebre, esa relación se invierte y los crecimientos en el ingreso per cápita están acompañados de reducciones en las disparidades.

La evidencia internacional ha presentado resultados ambiguos pues, por ejemplo, Forbes (1998), y posteriormente Li y Zou (1998), muestran que existe una relación positiva entre inequidades y crecimiento económico; no obstante, Deininger y Squire (1996) encuentran una relación negativa entre las inequidades iniciales y el crecimiento económico al analizar 108 países. Resultados en la misma dirección fueron reportados por Persson y Tabellini (1994), y Alesina y Rodrik (1994). Posteriormente, Perotti (1996) encontró que existe una relación negativa, ya que mayores niveles de inequidades están asociados con menor crecimiento económico. Bénabou (1997) reporta resultados similares. Más recientemente, Engerman y Sokoloff (2002), en un estudio comparativo de Norteamérica y Suramérica, presentan evidencia de una asociación negativa entre las desigualdades iniciales y el crecimiento económico de los países en el largo plazo.

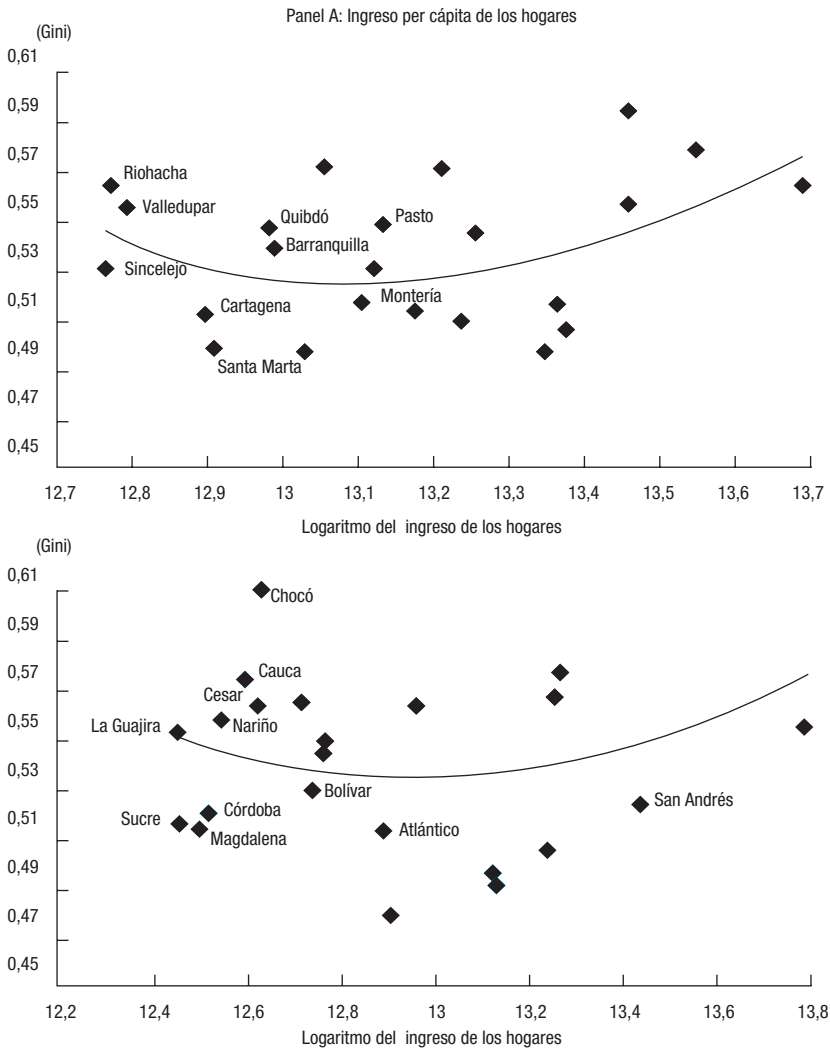
Finalmente, es de relevancia mencionar el estudio de Barro (2000), quien analiza un grupo de países y concluye que la curva de Kuznets no se ajusta, en general, a los datos de su análisis. Sin embargo, sostiene que ello se debe a que las inequidades ayudan al crecimiento de las economías prósperas, pero son perversas para el desarrollo de las economías más pobres.

En Colombia un trabajo reciente de Bonilla (2008) muestra que para los departamentos y principales ciudades colombianas la relación entre el nivel de ingreso per cápita de los hogares y las inequidades presenta una relación de *u* (contrario a la relación de Kuznets).

Los resultados de Bonilla son bastante pertinentes para el presente estudio, pues en ellos se evidencia que, con relativa consistencia, los departamentos de la periferia están en una situación desventajosa frente a los demás. Igual sucede con las capitales de dichos departamentos. Específicamente, los departamentos (y ciudades principales) de las costas Caribe y Pacífica se encuentran en el tramo decreciente de la curva de inequidades e ingresos per cápita. Dado lo anterior,

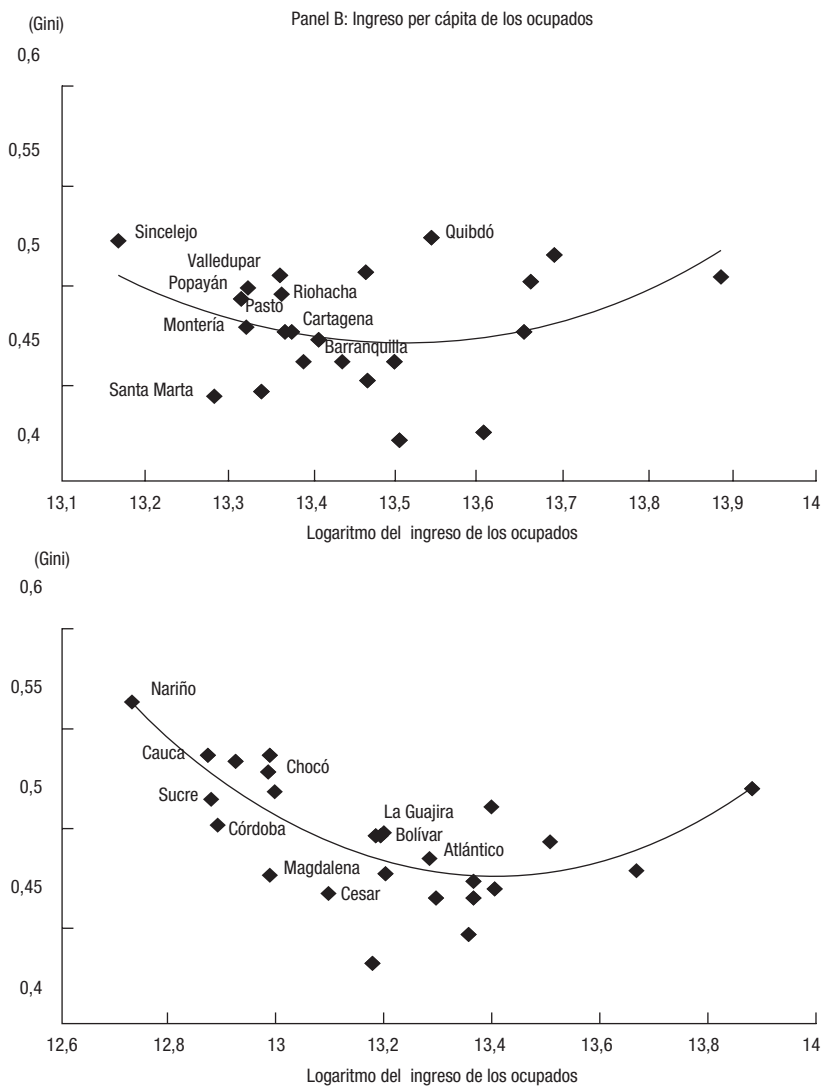
se podría esperar que un aumento de los ingresos per cápita esté acompañado de reducciones en las inequidades, vía menores niveles de pobreza. Por otro lado, los departamentos del resto del país, es decir, excluyendo los mencionados, están en una situación en la cual mayores niveles de ingresos per cápita están asociados con mayores niveles de desigualdad.

GRÁFICO 2. RELACIÓN ENTRE EL COEFICIENTE DE GINI Y EL INGRESO PER CÁPITA DE LOS HOGARES EN LAS PRINCIPALES CIUDADES Y DEPARTAMENTOS, 2006-2007



(Continúa)

GRÁFICO 2. RELACIÓN ENTRE EL COEFICIENTE DE GINI Y EL INGRESO PER CÁPITA DE LOS HOGARES EN LAS PRINCIPALES CIUDADES Y DEPARTAMENTOS, 2006-2007 (continuación)



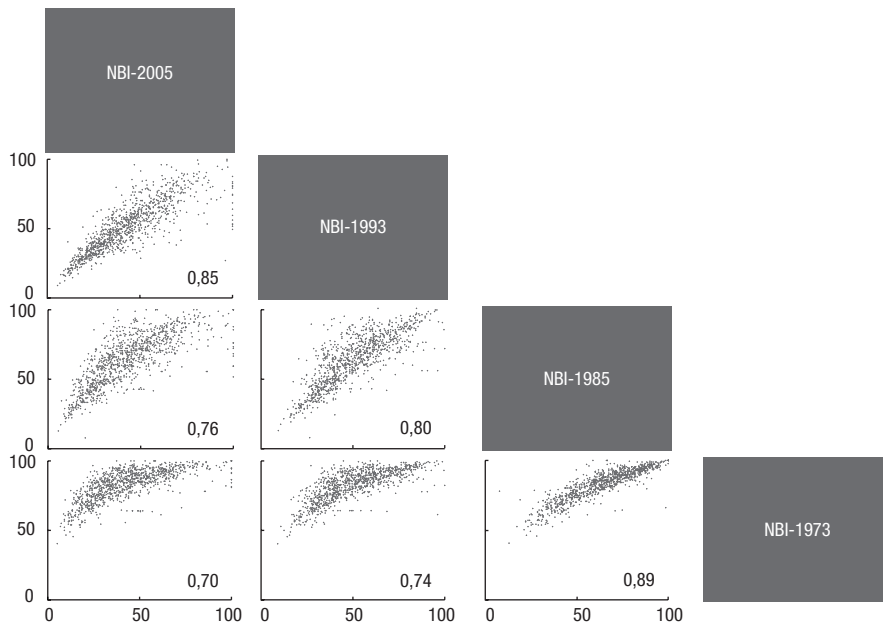
Fuente: Bonilla (2008); cálculos de los autores.

Dichos resultados son robustos a la unidad escogida para hacer el análisis, pues si se analiza la distribución del ingreso en los hogares (Gráfico 2, panel A), o teniendo en cuenta los ocupados que representan la fuerza laboral (Gráfico 2, panel B), se observa que las principales ciudades y los departamentos del corredor costero se encuentran en el tramo descendente de la curva de Kuznets.

II. PERSISTENCIA EN LAS DESIGUALDADES CON EL TRANCURSO DEL TIEMPO

Es importante resaltar que los niveles de pobreza, medidos por los índices de NBI municipales, en los últimos cuatro censos de población (1973, 1985, 1993 y 2005) han mostrado altos índices de persistencia. Por ejemplo, si se compara el NBI de 2005 y el del censo de 1993, se aprecia una relación bastante estrecha. Lo mismo, aunque con menos fuerza, se observa con los censos anteriores (Gráfico 3). Cabe esperar que aquello sea menos fuerte a medida que transcurren los años, pero se esperaría que hubiese más movilidad si las políticas del Gobierno estuvieran siendo exitosas en combatir las disparidades regionales.

GRÁFICO 3. PERSISTENCIA ENTRE LOS ÍNDICES DE NBI MUNICIPALES, 1973-2005



Fuente: DANE, censos de población; cálculos de los autores.

La persistencia en las inequidades se asocia con la incapacidad del sector educativo para generar la movilidad social suficiente como para romper el ciclo vicioso de la pobreza. Por ejemplo, se dice que para quebrar el ciclo de la transmisión intergeneracional de la pobreza es necesario que las tasas de cobertura educativa lleguen al 100% en primaria, secundaria básica y media (Corpoeducación, 2001, p. 62). Para alcanzar un objetivo como éste se requieren también intervenciones con recursos externos a las economías locales.

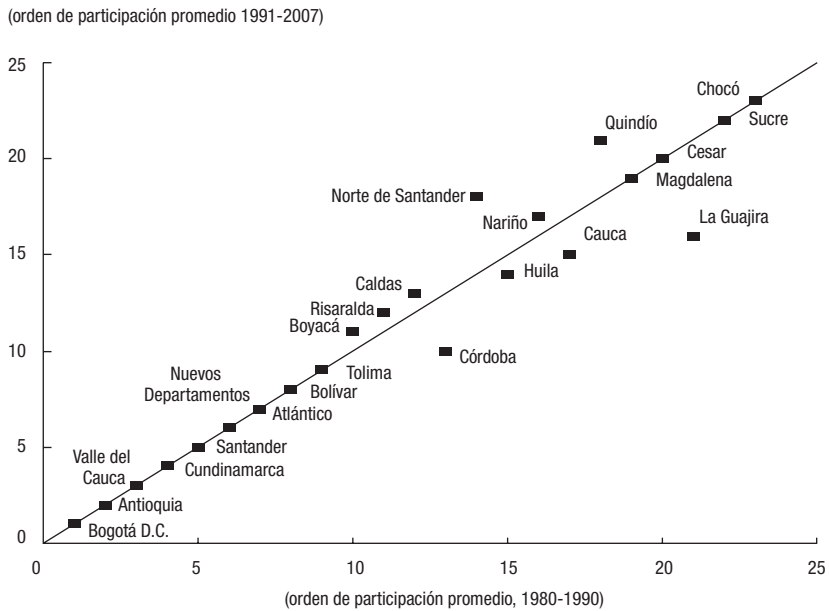
También existen otros factores que contribuyen a mantener las inequidades. Tal es el caso de las condiciones del mercado laboral, pues en Colombia hay evidencia de discriminación en el mercado laboral de acuerdo con el grupo étnico o la raza a la cual se pertenezca, lo cual perjudica, sobre todo, a la periferia, dado que allí suele concentrarse el grueso de las minorías (Romero, 2007).

Por último, es importante anotar que la pobreza no se distribuye aleatoriamente en el espacio. Evidencia empírica en este sentido la presenta Pérez (2007), quien encuentra que la ubicación geográfica de la población es relevante en términos de la distribución de índices como el de NBI y el índice de calidad de vida. Dado que el autor encuentra que existen dependencias espaciales positivas en gran parte del territorio colombiano, se deduce de su trabajo que hay departamentos y municipios del país donde el rezago en la calidad de vida está correlacionado con el deterioro encontrado en los departamentos y municipios vecinos. Así mismo, existen municipios donde los mejores indicadores, en términos de pobreza, se corresponden con un buen desempeño en los índices de pobreza en sus vecinos.

Lo anterior señalaría que no hay patrones aleatorios en la distribución de la pobreza en el territorio y, más aún, que éstos tienden a presentarse en *clusters*, por lo que las disparidades económicas de las regiones de Colombia tienen un referente espacial, y por ello se esperaría que las políticas económicas también los tuvieran. Sin embargo, las transferencias del Gobierno nacional no están focalizadas en dichos *clusters* de pobreza (Galvis y Meisel, 2009).

La situación de disparidades se ha mantenido en el tiempo, lo que ha llevado a que las zonas más ricas se mantengan en su posición en el escalafón de su participación en el PIB; en otras palabras, se ha generado persistencia. Dicha tendencia es evidente; de hecho, el Gráfico 4 muestra que Chocó, que era el departamento con menor PIB per cápita promedio entre 1980 y 1990, continúa siendo el que ocupa el último lugar de 1991 a 2007. Así mismo, Bogotá se ubica exactamente en la posición contraria, manteniéndose en el primer lugar en ambos períodos. El resto de departamentos, en general, se mantienen sobre la línea de 45, la cual representa la persistencia.

GRÁFICO 4. COMPARACIÓN DEL ESCALAFÓN DEL PIB PER CÁPITA PROMEDIO 1980-1990 CONTRA 1991-2007



Fuentes: DANE; cálculos de los autores.

III. ANÁLISIS ESPACIAL DE LA POBREZA

En esta sección se estudian índices de autocorrelación espacial con el fin de evaluar si esas condiciones de persistencia a lo largo del tiempo de la pobreza en las regiones del país se relacionan con el espacio. El objeto de esta sección es aportar evidencia en torno de lo que se conoce como los “efectos de vecindario”, y de cómo éstos pueden estar contribuyendo a la presencia de trampas de pobreza espaciales en el territorio colombiano (Durlauff, 2006; Sampson, Morenoff, y Gannon-Rowley, 2002).

A. FORMULACIÓN ANALÍTICA DE LA PERSISTENCIA ESPACIAL DE LA POBREZA

El análisis de correlaciones espaciales considera que en el espacio todos los fenómenos están interrelacionados, pero los más cercanos están más correlacionados que los lejanos. El fundamento de esta proposición se deriva de la primera ley de la geografía, o ley de Tobler (1970). De esta manera, para el

análisis econométrico espacial es relevante evaluar estadísticamente la “coincidencia” de valores similares en una variable, ocurridos en espacios cercanos. Tradicionalmente se evalúa la existencia de correlaciones mediante el índice de correlación de Pearson, que evalúa la similitud entre las variables sin involucrar el espacio. Dicho índice está definido para variables X y Z como:

$$r = \frac{\Sigma ZX}{n-1}$$

Cuando se trata de variables que están georreferenciadas, es decir, las que identifican dónde ocurre el fenómeno en el espacio, dicho índice no da cuenta de si existen similitudes entre las variables en espacios cercanos. Para ello se emplea el índice I de Moran, que parte de la definición del coeficiente de correlación de Pearson, pero adiciona la localización de las observaciones en el espacio al incluir una matriz de pesos espaciales, W_{ij} , de la siguiente manera:

$$I = \frac{N \Sigma_i \Sigma_j W_{ij} Z_i Z_j}{S_0 \Sigma_i Z_i^2}$$

Donde $Z_i = X_i - \bar{X}$, es decir X en términos de desviaciones con respecto a su media, y $S_0 = \Sigma_i \Sigma_j W_{ij}$. El término $W_{ij} Z_i Z_j$ se conoce como el rezago espacial de Z .

La matriz W_{ij} nos permite identificar los “vecinos” de las observaciones de Z . Basados en la primera ley de la geografía, se definen los vecinos construyendo W_{ij} como una matriz binaria, cuyas celdas son iguales a uno, si las observaciones i y j son vecinas, y cero en caso contrario. Para identificar la vecindad tradicionalmente se utilizan criterios de contigüidad, de distancia, o de los K vecinos más cercanos.

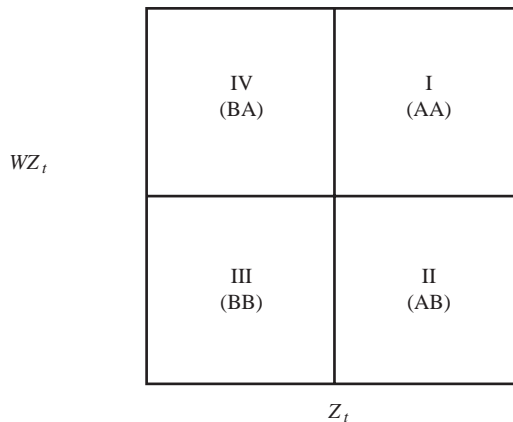
Dado que por construcción el índice I de Moran es el resultado de la covarianza de Z con su rezago espacial dividido por la varianza de Z , éste puede ser obtenido a partir de la regresión de la variable WZ con Z (Anselin, 1996). Con ello, si el signo de la I de Moran es positivo, se dice que existe una autocorrelación espacial positiva en la variable Z ; es decir, valores similares ocurren en espacios cercanos.

De esta relación se construye el diagrama de dispersión de Moran, el cual relaciona en el eje vertical a WZ contra Z en el eje horizontal (Diagrama 1). La inferencia estadística se realiza por medio de simulaciones de Monte Carlo que reasignan los valores de Z aleatoriamente en el espacio para generar una distribución de estadísticos I . El valor calculado de I para la variable Z se compara, entonces, con esa distribución para determinar la significancia estadística, o, en otros términos, cuán lejos de la distribución al azar está el valor calculado del estadístico I .

Por cuanto Z resulta de estandarizar la variable X , en el diagrama de dispersión de Moran se pueden identificar cuatro cuadrantes que nos dan la posición de las observaciones de Z con respecto a las de sus vecinos. Los que están por encima de la media de Z y de WZ , en el cuadrante I, tienen altos valores en Z , y están rodeados

de altos valores en Z en su vecindario (por eso se le denomina el cuadrante alto-alto [AA]). El caso opuesto ocurre con los que están por debajo de dichas medias, en el cuadrante III (cuadrante bajo-bajo [BB]). Finalmente, los que están por encima de la media de Z y debajo de la media de WZ en el cuadrante II, tienen altos valores en Z que están rodeados de bajos valores de Z en su vecindario (cuadrante alto-bajo [AB]), y el caso opuesto ocurre en el cuadrante IV, que correspondería a BA.

DIAGRAMA 1. DIAGRAMA DE DISPERSIÓN DE MORAN



En el caso de la variable pobreza, que es el objeto de este apartado, cuando el estadístico I de Moran es significativo y positivo, se dice que existen observaciones con altos niveles de pobreza localizados en espacios cercanos entre sí y que, de igual manera, los municipios más prósperos tienden a estar en “vecindarios” cercanos. En este caso las observaciones tenderían a estar ubicadas sobre los cuadrantes AA y BB.

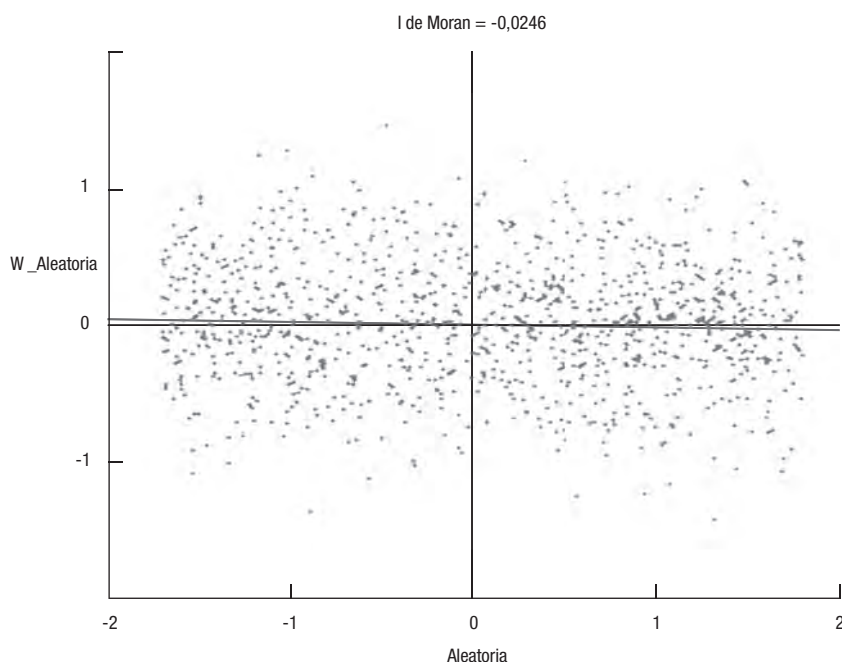
Si la pobreza se distribuyera aleatoriamente en el espacio, se encontraría un diagrama donde el estadístico I de Moran no es significativo y las observaciones se distribuirían sin ningún patrón. Ese es el caso que se muestra en el Gráfico 5, donde se generó una variable aleatoria y se calculó la I de Moran, sin resultar significativa, y mostrando un comportamiento completamente al azar en su localización en el diagrama.

El Gráfico 6 muestra la dispersión de Moran para el índice de NBI municipal, así como el estadístico I de Moran para esa misma variable. En todos los casos dicho estadístico es significativo y, como se puede observar en el gráfico, su signo es positivo. Ello se puede interpretar como la evidencia de que en Colombia existe una tendencia a encontrarse agrupaciones de municipios pobres próximos a otros municipios pobres, y viceversa.

También se observa en el Gráfico 6 que la mayoría de los municipios están localizados en los cuadrantes I y III, lo cual es un indicador de la alta correlación espacial que existe entre los índices de pobreza municipal en Colombia. En otras palabras, allí se muestra un alto grado de polarización espacial por cuanto los municipios más pobres están rodeados de vecinos que comparten tal característica, y viceversa.

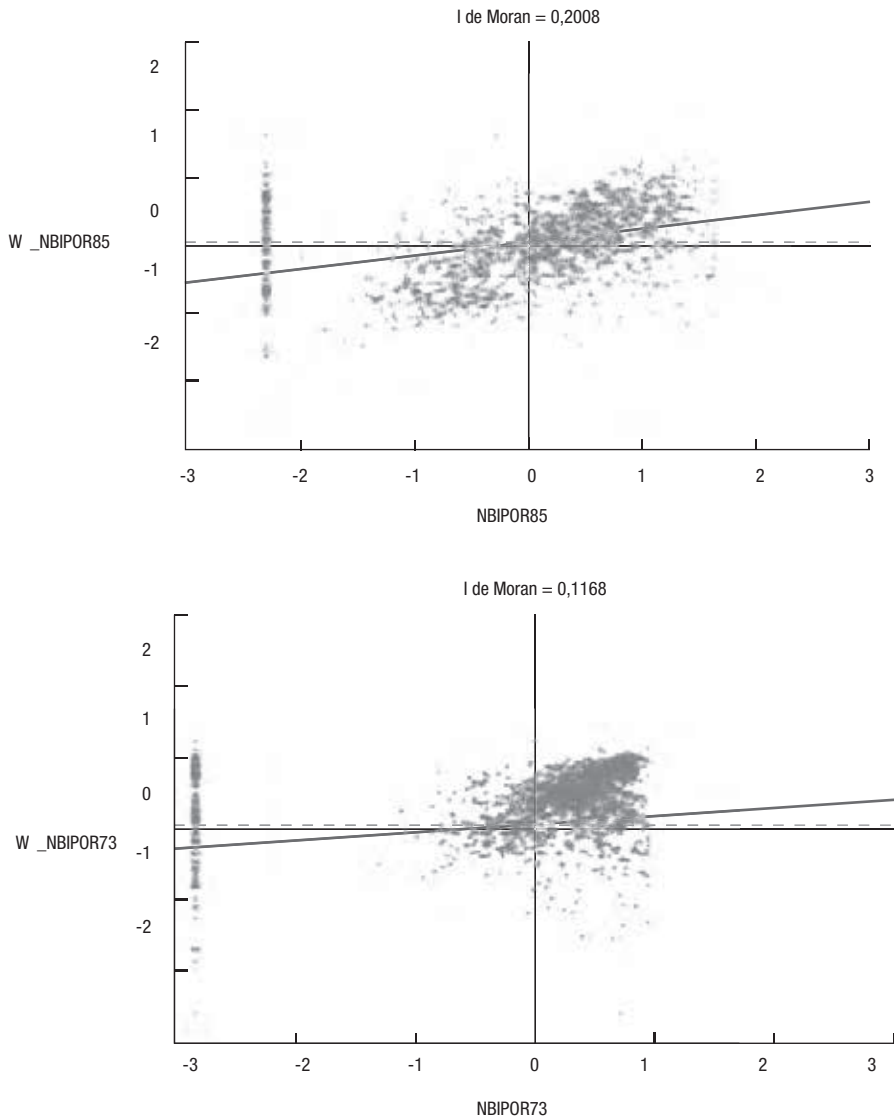
Si se comparan los resultados de los diferentes períodos censales, se encuentra que esta relación se ha mantenido a lo largo del tiempo, con lo cual se concluiría que esa relación de polarización espacial es persistente. Nótese, sin embargo, que no necesariamente todos los municipios que aparecen, por ejemplo, en el cuadrante I en el año 1973, son los mismos que se mantienen en esa posición en el año 2005. Es decir que de este diagrama no se podría inferir absoluta precisión de la persistencia en la pobreza en el transcurso del tiempo.

GRÁFICO 5. DIAGRAMA DE DISPERSIÓN DE MORAN PARA UNA VARIABLE SIN AUTOCORRELACIÓN ESPACIAL



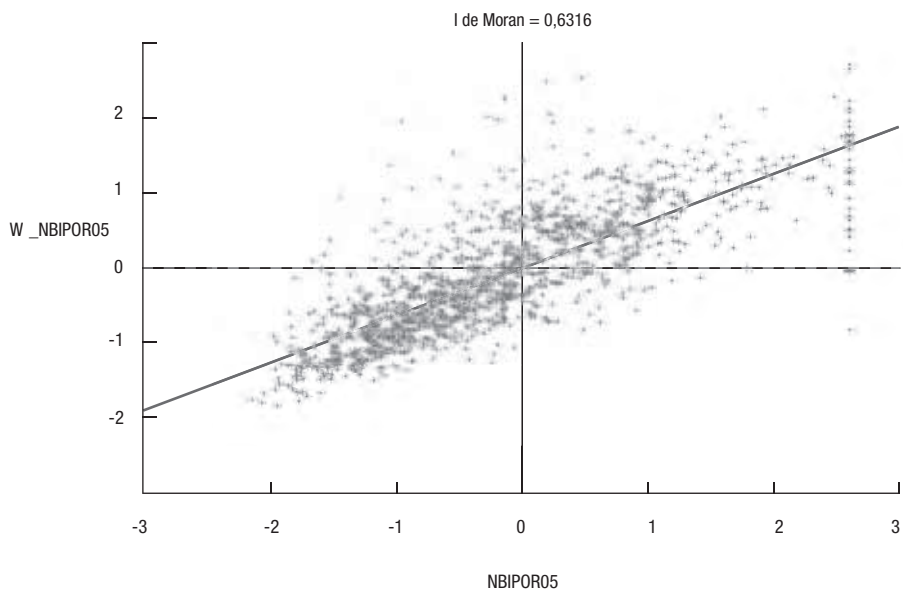
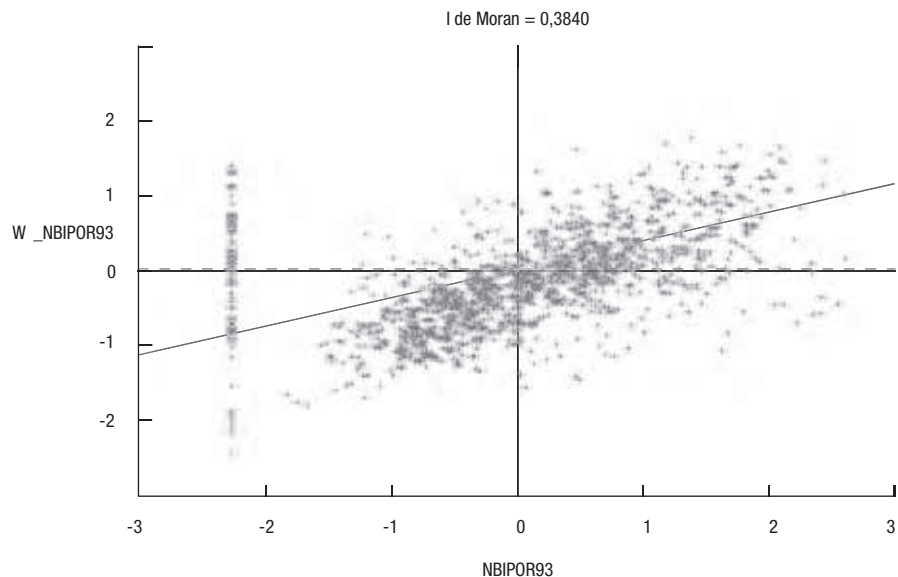
Nota: la inferencia estadística se hizo para 999 permutaciones, encontrándose un p -valor de 0,1020 en el nivel de significancia.
Fuente: cálculos de los autores.

GRÁFICO 6. DIAGRAMA DE DISPERSIÓN DE MORAN PARA EL NBI MUNICIPAL, 1973, 1985, 1993, 2005



(Continúa)

GRÁFICO 6. DIAGRAMA DE DISPERSIÓN DE MORAN PARA EL NBI MUNICIPAL, 1973, 1985, 1993, 2005 (continuación)

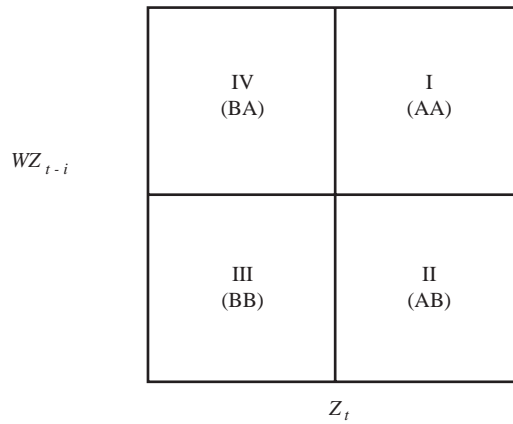


Nota: la inferencia estadística se hizo para 999 permutaciones, encontrándose un p -valor de 0,001 en el nivel de significancia.
Fuente: cálculos de los autores con base en el DANE.

B. LA DIMENSIÓN ESPACIO-TEMPORAL EN LA PERSISTENCIA DE LA POBREZA

Para analizar las dimensiones espacio y tiempo simultáneamente, se propone, entonces, utilizar el diagrama de dispersión de Moran bivariado (Diagrama 2). Allí se relacionan los índices de pobreza de un período, frente a los valores observados en el vecindario en otro lapso; es decir, se comparan los niveles de pobreza en año y localización determinados, con los valores observados en la pobreza rezagada temporal y espacialmente.

DIAGRAMA 2. DIAGRAMA DE DISPERSIÓN DE MORAN BIVARIADO



Empleando el índice de Moran bivariado se puede entonces relacionar la situación de pobreza de un municipio con la de sus vecinos en otro período. De esta manera, los municipios que se encuentren en los cuadrantes AA y BB serán los que experimenten persistencia en la pobreza. En nuestro caso los del cuadrante BB corresponderían a los municipios donde la persistencia se presenta en la prosperidad, pues éstos son los municipios que tienen bajos niveles de pobreza, rodeados de municipios que igualmente tenían tales características en el pasado.

El área de mayor interés para identificar la persistencia de la pobreza es la del cuadrante AA. Allí se localizan los municipios que experimentan altos niveles de pobreza, y que en años anteriores de igual manera estaban rodeados de municipios que compartían tal aspecto. Es decir, son estos municipios y sus vecinos los que se localizaban en regiones donde la pobreza es alta en la actualidad y se ha mantenido desde tiempo atrás. Por ello, se sugiere que estos municipios están en una situación de trampa espacial de la pobreza, pues continúan localizados en una zona donde, por los “efectos de vecindario”, la pobreza está tan arraigada que parece haberse convertido en un equilibrio perverso.

Al construir el diagrama de dispersión de Moran bivariado de para las cifras de NBI se identifican varios factores. En primer lugar, llama la atención la estrecha relación existente entre la pobreza observada en cada municipalidad en el año 2005 y la reportada por sus vecinos en 1993 (Gráfico 7). En segundo lugar, se aprecia que el grueso de los municipios están localizados sobre la “línea de persistencia” (cuadrantes AA y BB).

C. RESILIENCIA VS. PERSISTENCIA ESPACIAL

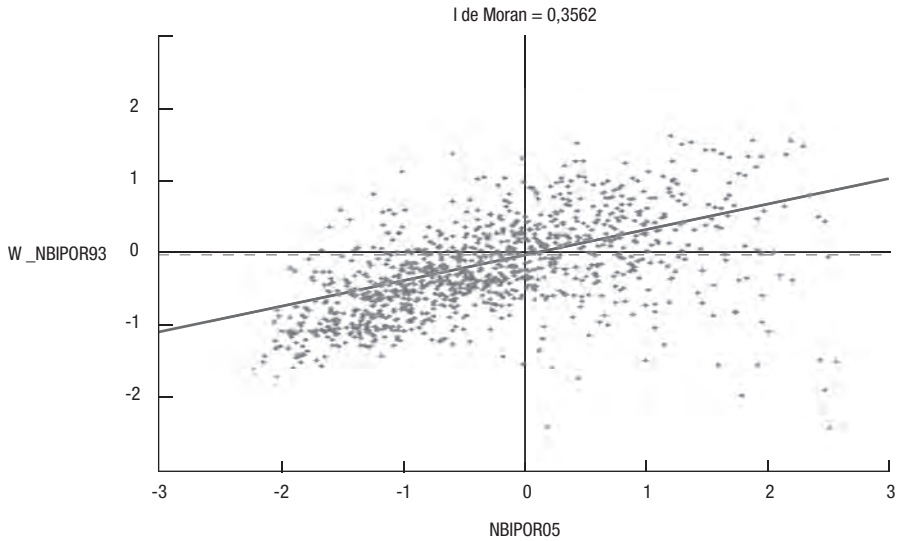
El otro elemento que se identifica es lo que se conoce como resiliencia. En ingeniería el término se emplea para referirse a la capacidad de un material para conservar su forma a pesar de haber sido sometido a una presión con el fin de deformarlo. En epidemiología se estudia la resiliencia mediante el comportamiento de individuos que, siendo sometidos a una condición de riesgo, logran sobreponerse e incluso salir fortalecidos al finalizar dicha presión (Feldman, 2000). En las ciencias sociales los estudios de resiliencia se concentran en entender qué mecanismos hacen que un individuo, viviendo en condiciones críticas de pobreza, violencia, entre otras situaciones, pueda surgir y mantenerse alejado de dichas condiciones, o no “dejarse contagiar” por éstas (Homel, Lincoln, y Herd, 1999; Luthar, 2003).

En el caso que estamos estudiando se puede caracterizar la resiliencia espacial como la tendencia de algunos municipios a mantenerse en condiciones de pobreza menos extrema, incluso cuando han permanecido rodeados de municipios de alta pobreza, y viceversa. En el Gráfico 7 el área de resiliencia correspondería a los cuadrantes II (AB) y IV (BA). De igual manera que con la persistencia, aquí se puede caracterizar una resiliencia virtuosa y otra viciosa. El cuadrante BA representa la resiliencia virtuosa, pues se refiere a municipios que no se han empobrecido, a pesar de estar localizados en “vecindarios” altamente pobres. Por el contrario, la resiliencia viciosa hace referencia a municipios que mantienen condiciones de pobreza altas, a pesar de que están rodeados de municipios de mayor prosperidad.

En el ejemplo que se muestra en el Gráfico 7 se encuentra que el fenómeno de la persistencia es más predominante que el de la resiliencia. Este mismo resultado se observa al analizar el NBI de 1993, comparado con el promedio del “vecindario” en 1985, y el NBI de 1985 comparado con el del “vecindario” en 1973 (gráficos 8 y 9).

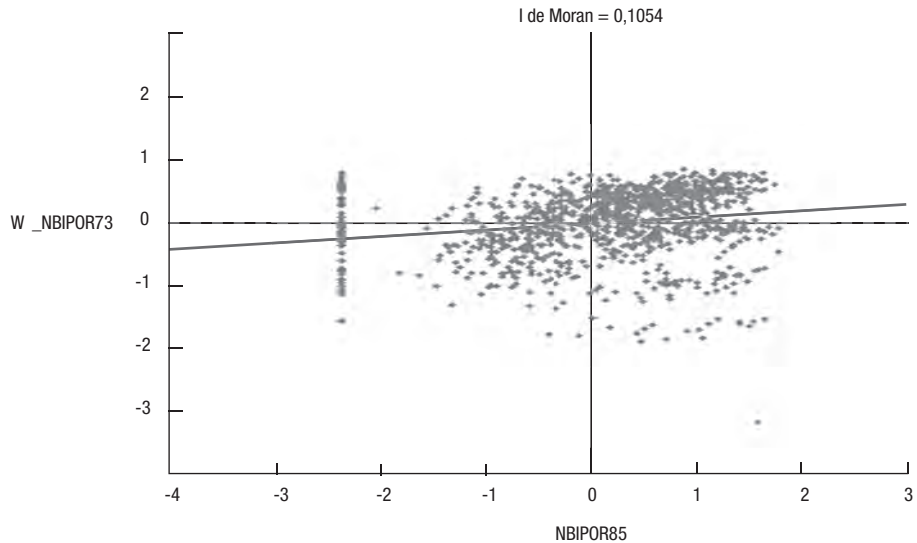
En términos de la distribución espacial de la persistencia de la pobreza, se puede afirmar que de los municipios que se podrían clasificar dentro de la categoría de la trampa de pobreza en 1993, el 56% pertenecen a la periferia del país. En el año 2005 dicho porcentaje aumentó a 70%.

GRÁFICO 7. DIAGRAMA DE DISPERSIÓN DE MORAN BIVARIADO PARA EL NBI MUNICIPAL DE 2005, FRENTE AL NBI MUNICIPAL DE 1993



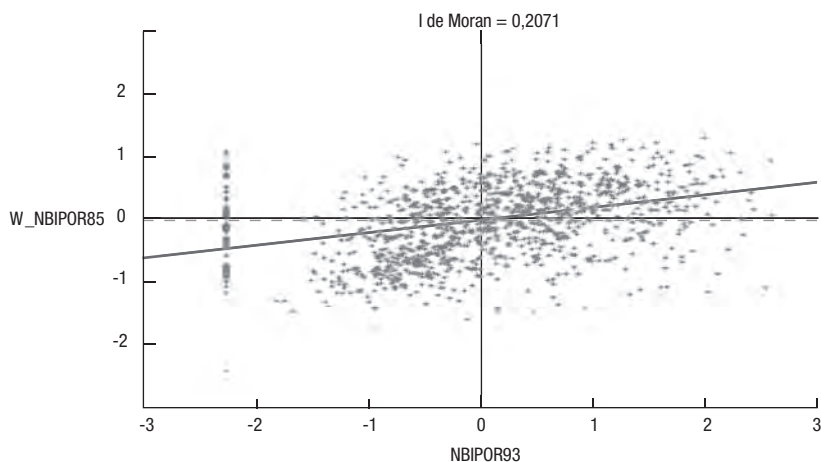
Nota: la inferencia estadística se hizo para 999 permutaciones, encontrándose un p -valor de 0,001 en el nivel de significancia.
Fuente: cálculos de los autores con base en el DANE.

GRÁFICO 8. DIAGRAMA DE DISPERSIÓN DE MORAN BIVARIADO PARA EL NBI MUNICIPAL DE 1985, FRENTE AL NBI MUNICIPAL DE 1973



Nota: la inferencia estadística se hizo para 999 permutaciones, encontrándose un p -valor de 0,001 en el nivel de significancia.
Fuente: cálculos de los autores con base en el DANE.

GRÁFICO 9. DIAGRAMA DE DISPERSIÓN DE MORAN BIVARIADO PARA EL NBI MUNICIPAL DE 1993, FRENTE AL NBI MUNICIPAL DE 1985



Nota: la inferencia estadística se hizo para 999 permutaciones, encontrándose un p -valor de 0,001 en el nivel de significancia.
Fuente: cálculos de los autores con base en el DANE.

Para entender mejor los atributos característicos de la pobreza municipal, se pueden separar los municipios por categorías y, de acuerdo con éstas, analizar los tipos de movilidad que se presentan entre éstos. En el Cuadro 1 se muestra la distribución de los municipios de acuerdo con la categoría que ocupan en términos de la persistencia y la resiliencia en los niveles de pobreza. Como se mencionó, el fenómeno de la persistencia espacial de la pobreza es más predominante, pero dentro de esta categoría el de la trampa de pobreza es más importante que el de la persistencia en niveles de pobreza bajos.

Comparando el NBI del año 1993 con el rezago espacial del NBI en 1985, la categoría de la trampa de pobreza representa el 36,8%, y los que persisten en los niveles bajos de pobreza representan el 31,1%. Con lo anterior se muestra que la pobreza en el país es persistente, pero además, que esa tendencia a mantener niveles de pobreza por encima del promedio es más evidente en la periferia que en el resto del país. Esto se puede corroborar al observar el Mapa 1 (p. 27), donde se muestra que las áreas sombreadas, que experimentan una condición de trampa de pobreza, están localizadas principalmente en la región Caribe, el Pacífico, la Orinoquía y la Amazonía².

² En la Orinoquía y sobre todo en la Amazonía en años anteriores al censo de 2005 no se registraron datos para el NBI de varios municipios. Sin embargo, todos los que se registraron quedaron clasificados en la categoría de trampa de pobreza.

CUADRO 1. NÚMERO DE MUNICIPIOS DE ACUERDO A LA CATEGORIZACIÓN DE LA POBREZA EN 1993 vs. 1985 Y 2005 vs. 1993

Rezago espacial del NBI 1985	BA	AA	Rezago espacial del NBI 1993	BA	AA
	202 (18,8%)	395 (36,8%)		147 (13,7%)	398 (37,1%)
NBI 1993	BB	AB	NBI 2005	BB	AB
	333 (31,1%)	142 (13,3%)		424 (39,6%)	103 (9,6%)

Nota: Dado que en años recientes se han creado más municipios, se utilizó la división política anterior para hacer los cálculos comparables. Fuente: Cálculos de los autores con base en DANE.

Al hacer el mismo análisis para el NBI del año 2005 frente al rezago espacial del NBI de 1993 se observa que el porcentaje de municipios que se encuentran en la condición de trampa de pobreza aumenta de 395 a 398. No obstante, si se analiza individualmente, se aprecia que 292 municipios se mantienen en la misma condición en ambos períodos. De ese grupo, el 63% pertenece a departamentos de la periferia del país. Es decir, que de los municipios que desde hace más de dos décadas han permanecido en condición de pobreza alta, la mayor parte está localizada en la periferia del país.

Si se hace un análisis de *clusters* espaciales para determinar cuáles de estos municipios en condición de trampa de pobreza conforman agrupaciones que son significativas desde una perspectiva local, se aprecia, de nuevo, que la gran mayoría de *clusters* con altos valores en la variable pobreza, rodeados también de altos valores en ésta, se encuentran en su mayoría en la periferia.

D. CLUSTERS ESPACIALES DE POBREZA

El análisis de *clusters* espaciales es una derivación del análisis de autocorrelación espacial global que se evalúa con la I de Moran. En este caso se construyen los estadísticos *local indicators of spatial association* (LISA), que permiten detectar patrones de autocorrelación espacial en pequeñas áreas de la región que se está analizando globalmente (Anselin, 1995). Si se define para una variable Z que se resulta de la transformación de X como: $Z_i = X_i - \bar{X}$, se puede construir el estadístico LISA, I_i , de la siguiente manera:

$$I_i = \frac{Z_i}{m_2} \sum_j W_{ij} Z_j$$

donde: $m_2 = \sum_i Z_i^2$ equivale a la varianza de la variable Z.

El objetivo de este análisis es encontrar coincidencia de valores altos de una variable en una ubicación espacial i , así como en las observaciones vecinas a

dicha ubicación. Este caso corresponde a los *clusters* alto-alto. También se pueden encontrar valores bajos en *i* rodeados de valores bajos, que corresponderían a los *clusters* bajo-bajo. Combinaciones alto-bajo y bajo-alto son también factibles, y se corresponderían con los casos de resiliencia discutidos.

La inferencia, al igual que para la I de Moran, calculada globalmente, se realiza por medio de simulaciones de Monte Carlo para generar una distribución que sirva de referencia para determinar si los *clusters* son significativos.

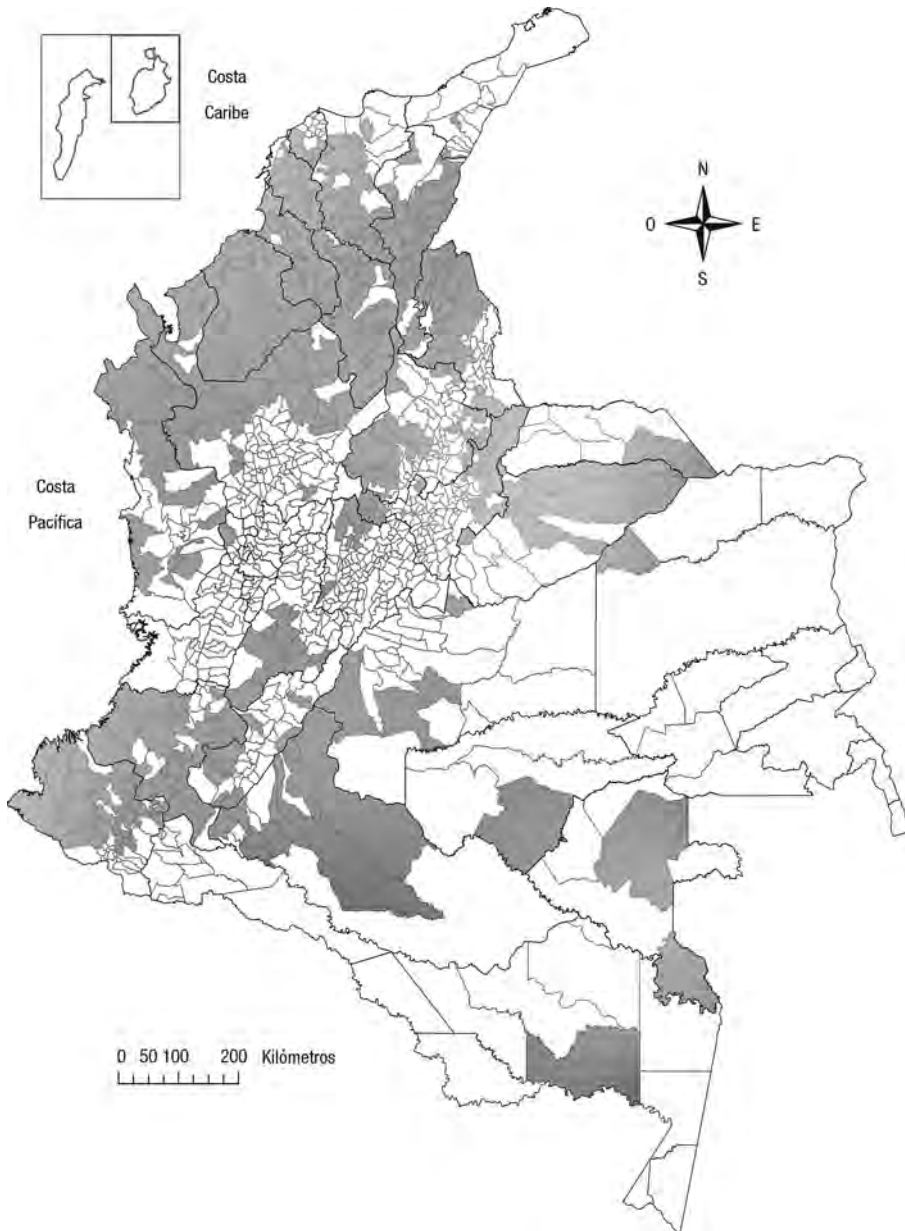
En el caso de NBI en el año 2005 se encontraron los *clusters* espaciales y se determinó que la mayoría de los clasificados como alto-alto, están localizados en la periferia. Así mismo, los *clusters* clasificados como bajo-bajo, o de menor pobreza, se ubican sobre las cordilleras, en su mayoría en la región Central del país (Mapa 2, p. 28).

Se elaboró un diagrama similar al presentado en el Mapa 2 para compararlo con el mapa de *clusters* espaciales de recursos transferidos por el Gobierno central a los municipios (Galvis y Meisel, 2009). Lo que se esperaría es que las zonas donde la pobreza está más arraigada, sean aquellas a las cuales les distribuyen más recursos, precisamente para combatir dichas condiciones de precariedad. Sin embargo, de esa comparación se dedujo que los *clusters* de pobreza no tenían una correspondencia con los *clusters* de municipios que recibían altos montos por concepto de regalías más transferencias del Gobierno central.

Este último punto es de gran relevancia en el contexto nacional, pues se puede decir que uno de los problemas que afecta a Colombia es que la persistencia de la pobreza no ha sido tenida en cuenta en el diseño de las políticas sociales del Gobierno. Ya había sido anotado por un grupo de expertos en política fiscal que, por ejemplo, en Colombia el sistema de asignación de recursos del sistema general de participaciones (SGP) y de las regalías obtenidas de la explotación de recursos naturales no renovables, no tienen mecanismos explícitos de compensación de los desbalances regionales (Alesina *et al.*, 2000, p. 14).

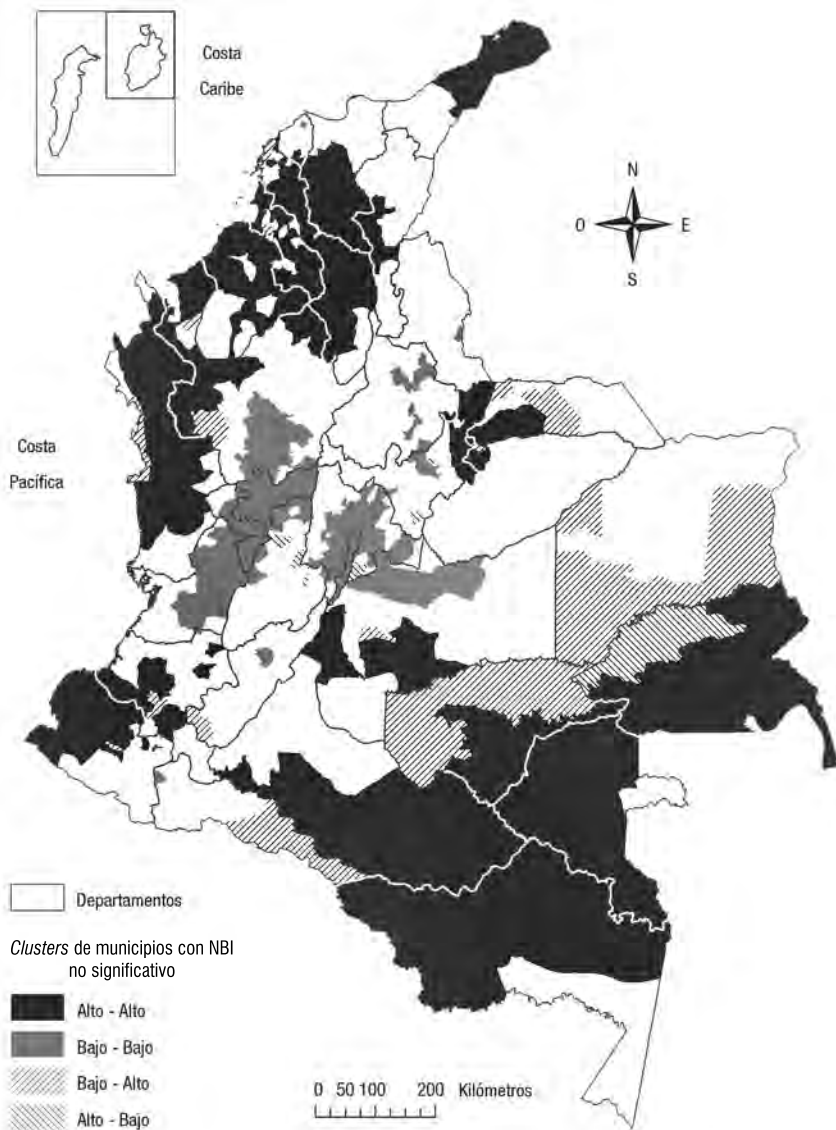
Las políticas económicas nacionales deben reconocer que existen particularidades en las regiones de Colombia, pues, por ejemplo, Zuccardi (2004) muestra que la respuesta de las regiones a choques en la actividad económica nacional es diferenciada y algunas áreas metropolitanas como Bogotá, Medellín y Cali están más integradas a la actividad económica nacional. Por el contrario, ciudades que están en la periferia, o que no están articuladas con el triángulo Bogotá-Medellín-Cali, tienen respuestas asimétricas a los choques en la actividad económica nacional.

MAPA 1. LOCALIZACIÓN DE LOS MUNICIPIOS EN CONDICIÓN DE TRAMPA DE POBREZA EN 2005



Fuente: elaboración de los autores.

MAPA 2. CLUSTERS DE POBREZA POR MUNICIPIOS EN 2005



Fuente: elaboración de los autores.

En efecto, aquí se muestra 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 estructurales que afectan a algunas regiones del país.

V. CONCLUSIONES

En este documento se estudiaron las condiciones de pobreza de los municipios colombianos, encontrándose que dichas condiciones pueden caracterizarse por presentar una profunda incidencia (amplias regiones evidencian el fenómeno), continua persistencia a lo largo del tiempo (gran cantidad de municipios mantienen altos niveles de pobreza desde antaño), y algunos casos de resiliencia (municipios que se mantienen pobres estando rodeados de municipios más prósperos, y viceversa).

Los resultados muestran que la periferia del país es la región que más ha sido afectada por los altos niveles de pobreza, pues el 56% de los municipios que en 1993 estaban en la categoría que hemos definido aquí como una trampa de pobreza, pertenecen a la periferia. Ese porcentaje aumenta a 70% en el año 2005.

También se puede decir que la movilidad que se presenta en el país es muy poca porque existe una alta correlación entre las NBI de los últimos períodos censales con las que se observaron 20 años atrás. Ello es una muestra de la gran persistencia que se presenta en los índices de NBI en Colombia. En la región que hemos caracterizado como la periferia la situación es más crítica, por cuanto el 63% de los municipios que se mantienen en condiciones de trampa de pobreza en 1993 y en 2005 pertenecen a dicha región.

La periferia del país enfrenta, pues, unas condiciones de pobreza estructurales en el nivel regional, que la mantienen en un círculo vicioso de donde no ha sido fácil salir. También se concluye del análisis que esas condiciones de pobreza están acompañadas de inequidades tanto interregionales como interpersonales.

Dado que la periferia tiene el 60% de las personas pobres o con NBI, políticas contra la pobreza basadas en individuos, ven frenadas su efectividad a causa de condiciones estructurales en la periferia. Por ello, una política más efectiva contra la pobreza podría ser una que se enfoque en el ámbito regional, concentrada en las condiciones estructurales y de trampas de pobreza que caracterizan a la periferia colombiana.

Según lo anterior, es importante resaltar que una política económica que considere la integralidad como uno de sus pilares, debe reconocer las diferencias o particularidades de las distintas regiones para que, de manera concertada, desde el Gobierno central se coordinen esfuerzos para lograr un desarrollo

socioeconómico equilibrado y se logre sacar a la periferia del país de las condiciones de pobreza en que se encuentra.

REFERENCIAS

- Alesina, A.; Rodrik, D. “Distributive Politics and Economic Growth”, *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 109, núm. 2, pp. 465-490, 1994.
- Alesina, A.; Carrasquilla, A.; Echavarría, J. J. “Decentralization in Colombia”, *Working Papers Series*, Bogotá: Fedesarrollo, 2000.
- Anselin, L. “Local Indicators of Spatial Association”, *Geographical Analysis*, vol. 27, núm. 2, pp. 93-115, 1995.
- Anselin, L. “The Moran Scatterplot as an ESDA Tool to Assess Local Instability in Spatial Association”, en M. M. Fischer, H. J. Scholten y D. J. Unwin, *Spatial Analytical Perspectives on GIS*, Londres: Taylor & Francis, 1996.
- Azariadis, C. “The Theory of Poverty Traps: What Have We Learned?”, en S. Bowles, S. Durlauf y K. Hoff, *Poverty Traps*, Nueva York: Princeton University Press, 2006.
- Barro, R. “Inequality and Growth in a Panel of Countries”, *Journal of Economic Growth*, núm. 5, pp. 5-32, 2000.
- Blanden, J.; Gibbons, S. “The Persistence of Poverty across Generations. A View from two British Cohorts”, *The Policy Press*, Reino Unido: The Policy Press, 2006.
- Bonet, J.; Meisel, A. “La convergencia regional en Colombia: una visión de largo plazo, 1926-1995”, *Regiones, ciudades y crecimiento económico en Colombia*, Bogotá: Banco de la República, 2001.
- Bonilla, L. “Diferencias regionales en la distribución del ingreso en Colombia”, *Documentos de Trabajo sobre Economía Regional*, Banco de la República, Sucursal Cartagena, 2008, publicado en este libro, pp. 33-63.
- Bénabou, R. “Equity and Efficiency in Human Capital Investment: The Local Connection”, *Review of Economic Studies*, núm. 62, pp. 237-264, 1996.
- Bénabou, R. “Inequality and Growth”, documento de trabajo, núm. 5658, National Bureau of Economic Research, 1997.
- Corpoeducación. *Situación de la educación básica, media y superior en Colombia*, Bogotá: Corpoeducación, 2001.
- Deininger, K.; & Squire, L. “A New Data Set Measuring Income Inequality”, *World Bank Economic Review*, vol. 10, núm. 3, pp. 565-591, 1996.
- Durlauff, S. “A Theory of Persistent Income Inequality”, *Journal of Economic Growth*, núm. 1, pp. 75-93, 1996.
- Durlauff, S. “Groups, Social Influences, and Inequality”, en S. Bowles, S. Durlauf y K. Hoff, *Poverty Traps*, Nueva York: Princeton University Press, 2006.

- Engerman, S.; Sokoloff, K. “Factor Endowments, Inequality and Paths of Development Among New World Economies”, documento de trabajo, núm. 9259, National Bureau of Economic Research, 2002.
- Feldman, E. “Risks, Resilience, Prevention: the Epidemiology of Adolescent Health”, *Clinics in Family Practice*, vol. 2, núm. 4, pp. 767-790, Elsevier, 2000.
- Forbes, K. “Growth, Inequality, Trade, and Stock Market Contagion: Three Empirical Test of International Economic Relationships” (tesis para optar por el título de Ph.D.), Massachusetts Institute of Technology, 1998.
- Galvis, L. A.; Meisel, A. “Tendencias de la polarización territorial y de las inequidades en Colombia”, *Foreign Affairs Latinoamérica*, vol. 9, núm. 1, pp. 21-32, 2009.
- Homel, R.; Lincoln, R.; Herd, B. “Risk and Resilience: Crime and Violence Prevention in Aboriginal Communities”, *Australian and New Zealand Journal of Criminology*, vol. 32, núm. 2, pp. 182-196, 1999.
- Kuznets, S. “Economic Growth and Income Inequality”, *The American Economic Review*, vol. 45, núm. 1, pp. 1-28, 1955.
- Levernier, W.; Patridge, M.; Rickman, D. “The Causes of Regional Variations in U.S. Poverty: A Cross-County Analysis”, *Journal of Regional Science*, núm. 40, pp. 473-497, 2000.
- Li, H.; Zou, H. “Income Inequality is not Harmful for Growth: Theory and Evidence”, *Review of Development Economics*, vol. 2, núm. 3, pp. 318-334, 1998.
- Lustig, N.; Arias, O.; Rigolini, J. “Reducción de la pobreza y crecimiento económico: la doble causalidad”, en Serie de documentos técnicos del Departamento de Desarrollo Sostenible - Banco Interamericano de Desarrollo, Washington, D. C.: BID, 2002.
- Luthar, S. S. *Resilience and Vulnerability: Adaptation in the Context of Childhood Adversities. Resilience and vulnerability: adaptation in the context of childhood adversities*, Cambridge: Cambridge University Press, 2003.
- Morril, R.; & Wohlenberg, E. *The Geography of Poverty*, Nueva York: McGraw-Hill, 1971.
- Perotti, R. “Growth, Income Distribution, and Democracy: What the Data Say?”, *Journal of Economic Growth*, vol. 1, núm. 2, pp. 149-188, 1996.
- Persson, T.; Tabellini, G. “Is Inequality Harmful for Growth?”, *American Economic Review*, núm. 84, pp. 600-621, 1994.
- Pérez, J. “Dimensión espacial de la pobreza en Colombia”, en J. Bonet, *Geografía económica y análisis espacial en Colombia*, Bogotá: Banco de la República, 2007.
- Pérez, J. “Historia, geografía y puerto como determinantes de la situación social de Buenaventura”, en J. Vilorio, *Economías del Pacífico colombiano*, Bogotá: Banco de la República, 2008.

- Rodríguez-Pose, A.; Ezcurra, R. “Does Decentralization Matter for Regional Disparities? A Cross-Country Analysis”, *Journal of Economic Geography Advance Access*, septiembre, 2009.
- Romero, J. “¿Discriminación laboral o capital humano? Determinantes del ingreso laboral de los afrocartageneros”, en *Documentos de Trabajo sobre Economía Regional*, Banco de la República, Sucursal Cartagena, 2007, publicado en este libro, pp. 121-163.
- Sampson, R.; Morenoff, J.; Gannon-Rowley, T. “Assesing Neighborhood Effect: Social Processes and New Directions in Research”, *Annual Review of Sociology*, núm. 28, pp. 443-478, 2002.
- Sawhill, I. “Poverty in the U.S.: Why Is It so Persistent?”, *Journal of Economic Literature*, vol. 26, núm. 3, pp. 1073-1119, 1988.
- Tobler, W. R. “A Computer Movie Simulating Urban Growth in the Detroit Region”, *Economic Geography*, núm. 46, pp. 234-240, 1970.
- Viloria, J. “Nutrición en el Caribe colombiano y su relación con el capital humano”, *Documentos de Trabajo sobre Economía Regional*, Banco de la República, Sucursal Cartagena, 2007.
- Zuccardi, I. “Los ciclos económicos regionales en Colombia, 1986-2000”, en A. Meisel, *Macroeconomía y regiones en Colombia*, Bogotá: Banco de la República, 2004.

DIFERENCIAS REGIONALES EN LA DISTRIBUCIÓN DEL INGRESO EN COLOMBIA

Leonardo Bonilla Mejía

Este artículo fue publicado originalmente en la revista *Sociedad y Economía*, Universidad del Valle, núm. 21, diciembre, 2011.

El autor es economista del Centro de Estudios Económicos Regionales (CEER) del Banco de la República, Cartagena. Agradece las sugerencias de Adolfo Meisel, María Aguilera, Irene Salazar, Jaime Bonet, Julio Romero, Luis Armando Galvis, y Joaquín Vilorio durante la elaboración de la primera versión del presente documento.

Las opiniones expuestas no comprometen al Banco de la República ni a su Junta Directiva.

Colombia es un país de grandes desigualdades económicas y sociales. Desde los años ochenta, se ha observado un retroceso substancial en la distribución del ingreso de los hogares y actualmente se ubica en la octava posición mundial, superada en Latinoamérica sólo por Bolivia y Haití¹. Durante este mismo período, se han profundizado las diferencias entre las regiones del país, el crecimiento de los departamentos más rezagados no ha sido suficiente para que éstos alcancen a los más aventajados. Los dos fenómenos anteriores han sido ampliamente estudiados en Colombia. Existe, sin embargo, un vacío en la literatura con respecto a las características regionales de la distribución del ingreso de los hogares. Esto es particularmente importante si se tiene en cuenta que existen asimetrías espaciales en los principales determinantes de la distribución del ingreso en Colombia, como lo son la educación, los salarios y la dinámica demográfica, y que la distribución del ingreso puede tener efectos sobre el crecimiento de un país o una región. Al respecto, Barro (2000) demuestra que altos niveles de desigualdad frenan el crecimiento de países pobres, y aceleran el de los países más ricos.

Tratándose de una primera aproximación al tema, este documento tiene tres objetivos. El primero de ellos es medir qué tanto la desigualdad interregional aporta a la desigualdad total de los hogares y los ocupados, y cuál es el aporte de cada región a la desigualdad intrarregional. El segundo objetivo consiste en verificar si la desigualdad de hogares y ocupados tiene algún patrón espacial. El tercero, es evaluar si la desigualdad de las regiones tiene alguna relación con su nivel de ingreso. A continuación se hace una breve revisión de literatura y en seguida se presentan los datos empleados. La sección III corresponde a una descripción general de la desigualdad en el territorio colombiano. En el resto del documento se busca, cumplir con los tres objetivos enunciados.

I. REVISIÓN DE LITERATURA

La estrecha relación que existe entre la economía y la geografía se ha convertido en tema obligado de estudios teóricos y empíricos. Sin duda, las principales motivaciones han sido las enormes desigualdades económicas que se observan entre países y regiones. El trabajo pionero de Barro y Sala-I-Martin (1991), basado en el modelo de crecimiento neoclásico, abrió las puertas a una amplia discusión académica acerca de las dinámicas de la desigualdad en el proceso de crecimiento. La hipótesis, que no es nueva, es que hay convergencia macroeconómica

¹ Según los coeficientes de Gini presentados en el Informe anual del Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo (PNUD, 2008).

entre países y regiones, es decir, que el ingreso promedio o per cápita de los rezagados crece a mayor velocidad, de tal forma que con el tiempo éstos alcanzan a los adelantados. La convergencia puede ser absoluta o condicional, en el primer caso, los países convergen a un mismo nivel de ingreso de estado estacionario, mientras que en el segundo cada uno de ellos tiene un nivel de ingreso de estado estacionario propio que depende de un conjunto de características de cada país o región. Entre más variables emplee el investigador para condicionar la relación, más probable es hallar evidencia de convergencia; sin embargo, al hacer esto se pierde también la gracia de la convergencia, ya que nada garantiza que los niveles promedio de ingreso de estados estacionarios de cada país o región sean similares. La gran utilidad de la convergencia condicionada radica, pues, en explicar cuáles son los factores por los cuales los estados estacionarios son diferentes. Quah (1997), por ejemplo, parte de presentar evidencia robusta de polarización en el producto, o de existencia de clubes de convergencia, a partir del PIB de 105 países entre 1961 y 1988. Una vez hecho esto, construye esquemas condicionados² que le permiten demostrar la importancia del espacio y del comercio en la dinámica de la distribución del ingreso.

En la nueva geografía económica³ se busca evaluar fuerzas centrífugas y centrípetas que determinan los patrones espaciales del crecimiento económico. En particular, se introducen los rendimientos crecientes a escala y los costos de transporte demostrando que se trata de factores de polarización que pueden explicar fenómenos de aglomeración, como los que se observan en las grandes metrópolis de América Latina. Además, se incorporan una serie de variables geográficas que pueden complementar el conjunto de variables tradicionales a la hora de explicar las diferencias en el producto promedio.

En el caso colombiano se ha producido abundante literatura que documenta patrones espaciales del producto y dinámicas de crecimiento divergentes. Galvis (2007) halla dependencia espacial de la actividad económica municipal, Bonet y Meisel (2002 y 2006) muestran que el final del siglo XX se caracterizó por una polarización del producto y el ingreso departamental, en donde Bogotá desempeñó un papel decisivo. En efecto, la capital conforma una segunda moda en la distribución del ingreso regional, con poca movilidad. Estos resultados coinciden con los de Birchenall y Murcia (1997). Sánchez y Núñez (2000) encuentran concentración geográfica del crecimiento del ingreso municipal per cápita

² En este caso se emplea un kernel estocástico condicionado para explicar cómo los factores condicionantes alteran la distribución observada del producto.

³ Una buena síntesis se encuentra en Krugman (1998).

alrededor de Bogotá, evidencia que puede interpretarse como resultado de rendimientos crecientes a escala.

El ingreso per cápita dista, sin embargo, de ser la única y más precisa medida del bienestar de una sociedad. En efecto, parece haber consenso en que el concepto de bienestar es multidimensional (véase McGillivray y Shorrocks, 2005) y existen medidas que tienen en cuenta la distribución del ingreso, tal es el caso del *index of economic Well-Being* (IEWB), propuesto por Osberg y Sharpe (2005).

En su obra clásica, Kuznets (1955) argumenta que, una vez alcanzado un cierto nivel de desarrollo, durante los períodos en que aumenta el ingreso de los hogares, tiende a reducirse la desigualdad en su distribución. Las principales causas enunciadas por el autor para explicar este fenómeno son la industrialización y la urbanización. Kuznets afirma, además, que esta relación de naturaleza esencialmente dinámica se puede observar en un instante del tiempo entre países con distintos niveles de desarrollo económico. Asociada con la curva en forma de *U* invertida, en la literatura se habla de una convergencia que resultaría de una redistribución estimulada por el crecimiento. Esta noción de convergencia, que en adelante se denominará como microeconómica, se diferencia de la *macroeconómica* en la medida en que va más allá de las diferencias en el nivel agregado de ingreso y tiene en cuenta su distribución dentro de un país o de una región. Podría afirmarse que se trata de una convergencia en desarrollo.

El impacto de esta teoría ha trascendido el medio académico y ha servido para formular recomendaciones de política económica. El argumento es sencillo: no tiene sentido tomar medidas correctivas en cuanto a las desigualdades, si el mismo mercado tiende a reducirlas en el proceso de crecimiento. Una buena revisión de literatura para curvas de Kuznets entre países del mundo se encuentra en Higgins y Williamson (1999). Los autores parten de distinguir la versión fuerte y la versión débil de la curva de Kuznets: mientras que la primera muestra la relación absoluta entre ingreso y desigualdad, la segunda controla con otras variables con el fin de evaluar sus determinantes. Higgins y Williamson (1999) señalan que se ha dado mucha importancia en la literatura empírica a la versión fuerte, con algunos resultados que corroboran la curva de Kuznets y otros que no, mientras que la versión débil ha sido mucho menos estudiada. El resultado principal de su estudio es que al incluir el grado de apertura de la economía y el estado de la transición demográfica como determinantes, se puede observar la relación en forma de *U* invertida propuesta por Kuznets. También se ha verificado la existencia de curvas de Kuznets entre las regiones de algunos países, véase por ejemplo Nielsen y Alderson (1997) para los Estados Unidos y Ohnishi (2007) para China. Por su parte, Perugini y Martino (2008) estudian

los determinantes de la desigualdad dentro de cada uno de los países de la región europea, probando que ésta dista de ser homogénea.

Probablemente la mejor síntesis de la literatura sobre la evolución de la desigualdad del ingreso en Colombia hasta los años ochenta, se encuentra en Londoño (1995). El autor concluye que entre 1938 y 1988 en Colombia se cumplió lo propuesto por Kuznets, alcanzando un nivel máximo de desigualdad en ingreso de hogares de 0,56 en los años sesenta y bajando a niveles de 0,48 a finales de los años ochenta. Sin embargo, es importante resaltar que los determinantes principales no son los expuestos por Kuznets, en cambio, primó el efecto de las diferencias en las dotaciones educativas y la remuneración al capital humano en el ámbito urbano.

La evidencia empírica reciente se ha encargado de poner en duda la veracidad de la convergencia microeconómica. En efecto, durante los últimos veinte años ha habido un reverso importante en la distribución del ingreso en muchos países del mundo y Colombia no ha sido la excepción. Para la década de los noventa puede encontrarse una muy completa revisión de los trabajos realizados en Ocampo, Sánchez y Tovar (2000). El común denominador en la literatura colombiana reciente es que las diferencias en dotaciones educativas junto con sus retornos siguen siendo el principal determinante de la desigualdad, tanto en el ingreso laboral (urbano) como en el de los hogares. Székely y Londoño (1998) señalan, en efecto, el *deterioro estructural del capital humano* como principal determinante del reverso distributivo de Latinoamérica. Vélez *et al.* (2004) muestran que las transformaciones demográficas también cumplieron un papel importante, progresivo por la reducción del tamaño de la familia y regresivo por la creciente participación femenina en el mercado laboral. Por su parte Attanasio, Goldberg y Pavcnik (2002), concluyen que la apertura afectó negativamente la distribución vía cambios abruptos en los retornos de la educación superior, transformaciones sectoriales y aumentos en la informalidad.

Ninguno de estos determinantes se distribuye homogéneamente en el territorio colombiano. Por ejemplo, Bonet (2007) presenta evidencia de inequidad regional en las dotaciones educativas. En Romero (2006) se muestra que existen diferencias en salarios entre ciudades y se corrobora la hipótesis de segmentación laboral. Pérez (2007) muestra que los departamentos más pobres son aquellos con peores indicadores de escolaridad y tasa de fecundidad. Haddad *et al.* (2008) confirman que la apertura comercial tiene efectos asimétricos en el espacio colombiano.

II. DATOS

Los ejercicios presentados en este estudio se hacen a partir de la Encuesta de ingresos y gastos (EIG) 2006-2007 realizada por el DANE. Una de las principales ventajas de esta encuesta para estudiar la distribución del ingreso es que tiene entre sus objetivos principales medir el consumo de los hogares. Esto implica una mayor coherencia en los ingresos reportados. A diferencia de la versión 1994-1995, la muestra incluye población urbana y rural, aunque se concentra principalmente en 24 ciudades⁴. Es importante anotar que la encuesta es representativa en estas ciudades, y también en regiones; los resultados departamentales, sin embargo, pueden estar sesgados. Esta es probablemente una de las razones por las cuales, como se verá, los resultados por departamento son similares a los hallados en las principales ciudades.

En lo que corresponde a los ingresos, además de hacer ajustes por propiedad de la vivienda⁵, se realizan imputaciones por no respuesta a partir de modelos de regresión univariados. Para esto se emplea el paquete *Ice* de Stata (véase Royston, 2004); en ninguno de los casos el número de imputaciones supera el 10% de la muestra. El algoritmo estima la distribución de los parámetros mediante *boots-trapping*, y asigna a cada observación omitida el valor del vecino más cercano a la predicción. En el módulo de personas se realizaron imputaciones por no respuesta en años de educación⁶, ingresos salariales (monetarios, en especie y otros), ganancias, ingresos por segunda actividad, subsidios alimenticios en plantel educativo y becas. En el módulo de hogares se hizo lo propio en el arriendo imputado en propietarios, subsidios de vivienda (monetario y no monetario), subsidios alimenticios en plantel educativo de niños menores de tres años, y otros subsidios familiares⁷.

⁴ En total se trabajó con encuestas de 42.733 hogares en 23 departamentos y la ciudad de San Andrés, de los cuales forman parte 165.381 personas. De estos hogares, 31.837 se localizan en las capitales departamentales.

⁵ Tanto en el caso de propietarios y de usufructo o posesión sin título se imputa: “si tuviera que pagar arriendo: ¿cuándo estima que tendría que pagar mensualmente?”.

⁶ Por medio de un modelo *logit* ordenado para persona ocupada, controlando por variables socioeconómicas.

⁷ En el caso de ingresos laborales, se estimaron modelos de capital humano, para otro tipo de ingresos se emplearon variables socioeconómicas. En el caso del valor del arriendo imputado a propietarios se emplearon características de la vivienda y del jefe de hogar. En caso de haber omisión en educación y en cualquier otra variable mencionada, se imputa primero la variable educación y enseguida las demás, condicionando en la educación imputada.

Las medidas de ingreso empleadas en los ejercicios siguientes son el ingreso per cápita de la unidad de gasto, que en adelante notaremos como ingreso de hogares⁸, y el ingreso de las personas ocupadas⁹. Además se replican los ejercicios para el gasto per cápita de hogares, tomado de los consolidados realizados por el DANE, que incluye gastos en los siguientes rubros: alimentos, vestuario, salud, educación, diversión, transporte, comunicaciones y otros. En todos los casos se mensualizó la medida de ingreso o gasto. Tanto en ingresos como en gastos se descartaron las observaciones que después de imputaciones siguen teniendo ingresos o gastos iguales a cero.

III. UNA GEOGRAFÍA DE LA DESIGUALDAD EN COLOMBIA

Existe una gran variedad de medidas de distribución del ingreso. Los análisis presentados en este documento giran entorno del coeficiente de Gini y del índice de Theil, no sólo por tratarse de las medidas más comunes, sino también porque sus propiedades hacen posible realizar algunos de los ejercicios de descomposición que se desarrollan en las secciones siguientes. A continuación se construyen medidas de desigualdad para distintas unidades geográficas, partiendo de la división urbano/rural, pasando por regiones y llegando a los departamentos y las ciudades.

El Cuadro 1 muestra los ingresos y gastos promedio relativos con respecto a los promedios nacionales, el índice de Theil y el coeficiente de Gini para la muestra nacional¹⁰ y de 23 ciudades¹¹. Se hace también la distinción entre cabeceras y otros, aproximando el concepto de urbano/rural. Los ingresos y gastos promedio de las cabeceras duplican aquéllos del resto del territorio, lo que explica bien la diferencia en ingresos y gastos entre las cabeceras y el total nacional. A su vez, en todos los casos la desigualdad es significativamente menor en la zona rural que en la urbana y el total nacional¹². Existe también menor dispersión si se toman

⁸ Por unidad de gasto se entiende a los miembros del hogar distintos de empleados domésticos, pensionistas y otros empleados. Incluye ingresos de todos los receptores, subsidios y arriendo imputado en caso de propietarios de vivienda.

⁹ Éste tiene en cuenta todos los ingresos salariales en el caso de empleados, o ganancias en el caso de los independientes, además de ingresos por segunda actividad económica.

¹⁰ En adelante se hablará de muestra nacional siempre que incluya las observaciones de otras cabeceras municipales y del sector rural.

¹¹ Éstas son las capitales departamentales de los 23 departamentos antiguos.

¹² Dado el sesgo de la muestra hacia las ciudades, esta observación podría no ser acertada; sin embargo, es coherente con lo hallado por Vélez *et al.* (2004).

sólo las ciudades principales o las cabeceras en lugar de la muestra nacional. Esto puede evidenciar mayor homogeneidad entre los habitantes de las ciudades, diferencias urbano/rural o ambas (esta discusión se ampliará en la sección IV).

CUADRO 1. DESIGUALDAD TOTAL, URBANA Y RURAL

	INGRESO PER CÁPITA HOGARES			INGRESO OCUPADOS			GASTO PER CÁPITA HOGARES		
	INGRESO RELATIVO	THEIL	GINI	INGRESO RELATIVO	THEIL	GINI	INGRESO RELATIVO	THEIL	GINI
Nacional	1,000	0,657	0,566	1,000	0,535	0,516	1,000	0,650	0,562
23 ciudades	1,385	0,597	0,546	1,293	0,519	0,504	1,366	0,633	0,559
Cabeceras	1,172	0,599	0,546	1,146	0,506	0,502	1,181	0,611	0,548
Otros	0,462	0,632	0,513	0,506	0,400	0,453	0,436	0,408	0,470

Fuente: cálculos propios con base en DANE (EIG, 2006-2007).

En el Cuadro 2 se presentan la participación en la población y el ingreso nacional, los niveles relativos de ingreso y gasto¹³ y las medidas de desigualdad para dos conceptos distintos de región. En el primer caso, Bogotá conforma una región aparte, y el resto de la zona andina se divide en tres. Este esquema se toma de Bonet (2007), y tiene la ventaja de clasificar regiones cuya población y producto no se encuentran tan concentrados. La segunda regionalización sigue de cerca lo propuesto por Galvis (2007), quien hace un esfuerzo por hallar grupos que contengan departamentos similares entre sí. Nótese que en esta segunda clasificación la subregión central concentra el 63% de la población y el 75% de los ingresos familiares, y que Chocó constituye una subregión aparte.

Lo primero que se observa es que en la región oriental, la desigualdad toma en ocasiones valores muy altos, y cambia mucho dependiendo de la variable de ingreso o gasto que se emplee. Esto puede estar relacionado con deficiencias de la muestra en estas regiones¹⁴. Una vez hecha esta salvedad, salta a la vista que, para todas las medidas de ingreso y gasto, Bogotá se encuentra entre las más desiguales. Esto es menos claro si se toma en conjunto la subregión Central. El Pacífico, y particularmente Chocó, también presentan niveles altos de desigualdad tanto en ingreso como en gasto. Las regiones aparentemente más equitativas son centro norte, centro sur y costa Caribe. Llama la atención

¹³ Se entiende por ingreso relativo la relación entre el ingreso promedio de cada región y el promedio nacional.

¹⁴ Sólo hay encuestas para Meta y Caquetá.

CUADRO 2. DESIGUALDAD POR REGIONES

		PORCENTAJE POBLACIÓN HOGARES	INGRESO PER CÁPITA HOGARES			
			INGRESO RELATIVO	PORCENTAJE INGRESO	THEIL	GINI
Regiones tradicionales	Bogotá	0,175	1,753	0,308	0,601	0,552
	Central oeste	0,194	1,041	0,202	0,625	0,559
	Central sur	0,116	0,742	0,086	0,503	0,518
	Central norte	0,110	0,829	0,091	0,521	0,514
	Costa Caribe	0,195	0,649	0,126	0,563	0,529
	Pacífico	0,183	0,869	0,159	0,588	0,544
	Oriental	0,027	1,031	0,028	1,014	0,609
Subregiones económicas	Central	0,637	1,182	0,753	0,619	0,555
	Norte	0,227	0,668	0,152	0,554	0,528
	Chocó	0,007	0,622	0,004	0,832	0,608
	Sur	0,101	0,615	0,062	0,659	0,564
	Oriental	0,027	1,031	0,028	1,014	0,609

Fuente: cálculos propios con base en DANE (EIG, 2006-2007).

que la región más rica y la más pobre del país coinciden en sus altos niveles de desigualdad.

El Cuadro 3 presenta las correlaciones de Spearman entre el coeficiente de Gini y el índice de Theil para departamentos y ciudades principales. Dada la alta correlación, y con el ánimo de no ser redundante, los siguientes resultados se expresarán únicamente en términos del coeficiente de Gini.

CUADRO 3. CORRELACIONES DE SPEARMAN ENTRE GINI Y THEIL

	INGRESO PER CÁPITA HOGARES	INGRESO OCUPADOS	GASTO PER CÁPITA HOGARES
Departamentos	0,908	0,941	0,916
23 ciudades	0,925	0,954	0,947

Fuente: cálculos propios con base en DANE (EIG, 2006-2007).

Para departamentos y ciudades, el Cuadro 4 muestra las correlaciones de Spearman entre los coeficientes de Gini calculados con las distintas medidas de ingreso y gasto. Como se observa, existe una relación entre la desigualdad del ingreso de los hogares y la desigualdad de las otras dos medidas. Sin embargo, no hay ninguna relación entre la desigualdad de los ingresos de ocupados y la desigualdad del gasto. Las correlaciones aumentan si se toma únicamente la población de los cascos urbanos.

	INGRESO OCUPADOS			GASTO PER CÁPITA HOGARES				
	INGRESO RELATIVO	PORCENTAJE INGRESO	THEIL	GINI	INGRESO RELATIVO	PORCENTAJE INGRESO	THEIL	GINI
	1,618	0,300	0,554	0,516	1,699	0,297	0,639	0,575
	1,053	0,188	0,465	0,485	0,969	0,188	0,722	0,579
	0,802	0,095	0,456	0,492	0,772	0,089	0,543	0,532
	0,841	0,092	0,459	0,492	0,897	0,099	0,464	0,486
	0,771	0,155	0,460	0,489	0,636	0,124	0,481	0,493
	0,810	0,147	0,494	0,513	0,985	0,180	0,558	0,527
	0,909	0,022	0,383	0,443	0,828	0,022	0,695	0,584
	1,150	0,734	0,526	0,507	1,174	0,747	0,652	0,566
	0,779	0,182	0,453	0,487	0,668	0,152	0,477	0,494
	0,671	0,004	0,506	0,526	0,455	0,003	0,658	0,595
	0,594	0,058	0,580	0,550	0,739	0,076	0,582	0,534
	0,909	0,022	0,383	0,443	0,828	0,022	0,695	0,584

CUADRO 4. CORRELACIONES DE SPEARMAN ENTRE COEFICIENTES DE GINI DE DISTINTAS MEDIDAS DE INGRESO Y GASTO

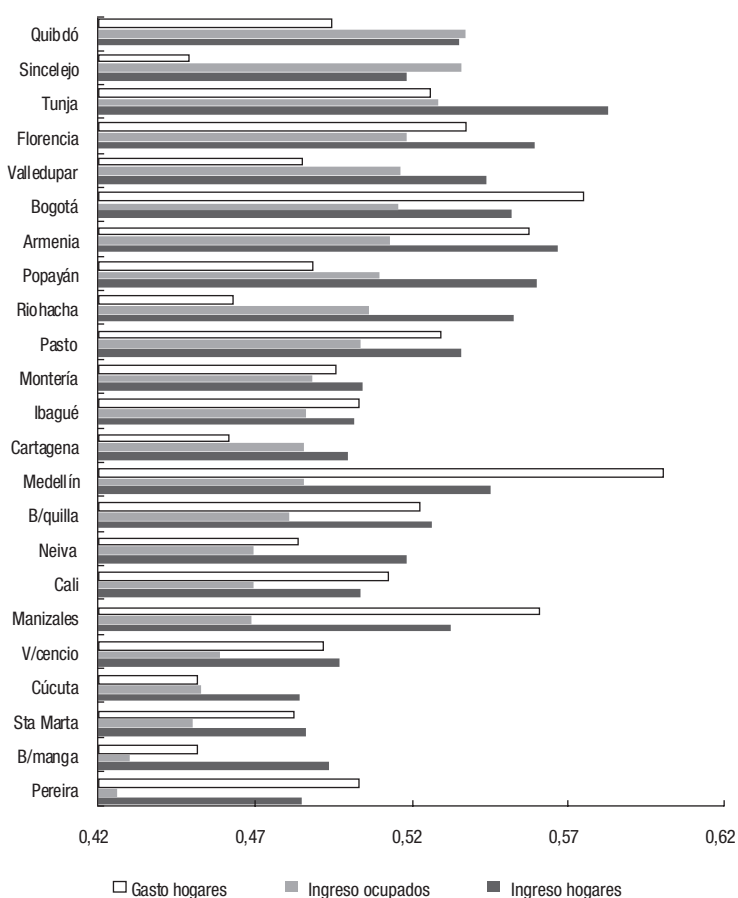
	INGRESO PER CAPITA HOGARES	INGRESO OCUPADOS	GASTO PER CAPITA HOGARES
Departamentos	0,466	0,513	0,016
23 ciudades	0,752	0,521	0,170

Fuente: cálculos propios con base en DANE (EIG, 2006-2007).

Los mapas 1 a 3 muestran el coeficiente de Gini de los departamentos para las distintas medidas de ingreso y gasto. Los departamentos cuya desigualdad es elevada en cualquiera de las medidas de ingreso y gasto son Bogotá, Quindío, Chocó, Cauca y Nariño. Aquellos cuya desigualdad siempre es relativamente baja son Valle del Cauca, Risaralda, Santander, Norte de Santander, Bolívar, Atlántico, Magdalena y Córdoba. Para el resto de los departamentos el nivel de desigualdad y el lugar en el escalafón nacional dependen de la medida de ingreso o gasto que se emplee. En Antioquia, Caldas, Meta y Caquetá se observan niveles medios-altos de desigualdad en ingreso y gasto de hogares, y medios-bajos en ingresos de ocupados. En Sucre y Boyacá se tiene desigualdad media-alta en ingreso de ocupados y media-baja en ingreso y gasto de hogares. En Tolima y Huila la desigualdad es media-alta en ingreso de hogares y de ocupados, y media-baja en gasto. En La Guajira y Cesar, la desigualdad es media-alta en ingreso de hogares, y media-baja en ingreso de ocupados y gasto de hogares. Cundinamarca y San Andrés presentan bajos niveles de desigualdad en ambas medidas de ingreso, pero altos en gasto.

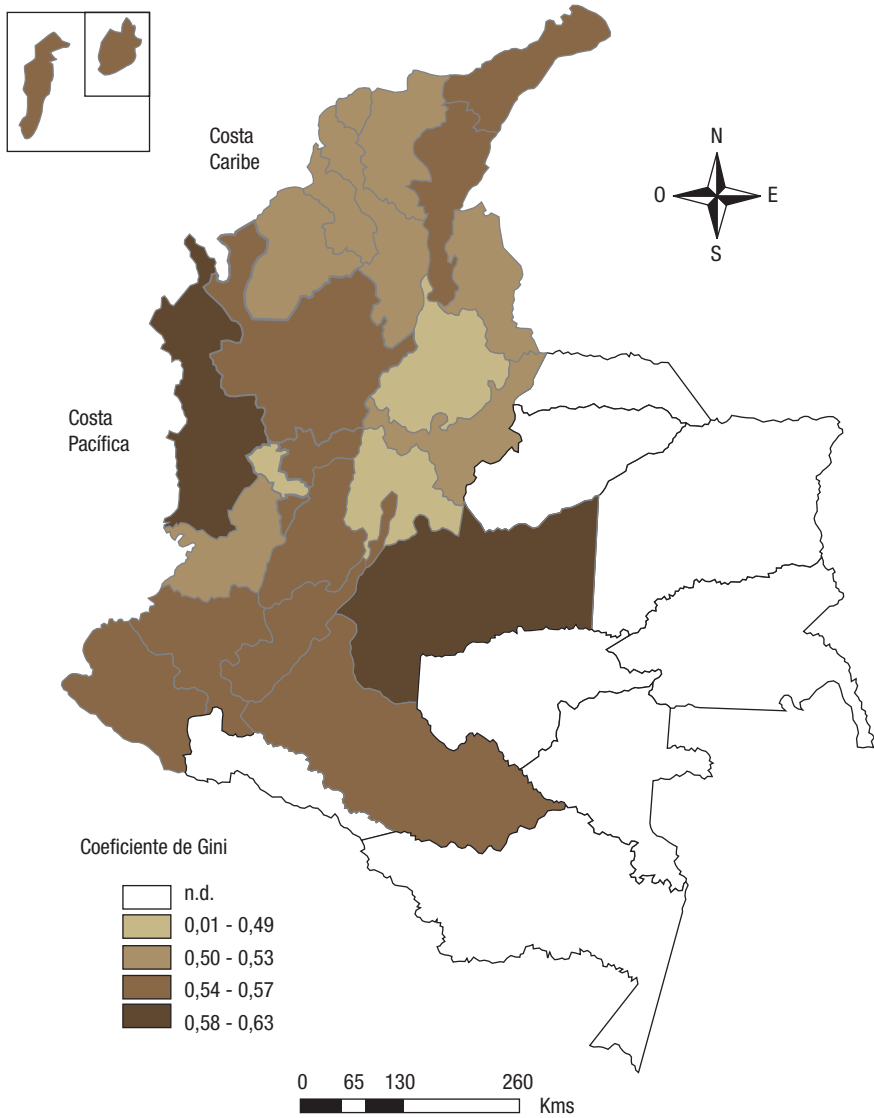
En el Gráfico 1 se presenta el coeficiente de Gini calculado a partir de distintas medidas de ingreso y gasto para las 23 ciudades principales. Las capitales de los departamentos con desigualdad persistentemente alta se encuentran todas entre las ciudades con coeficiente de Gini elevado. De la misma manera, las capitales de los departamentos con mejor distribución están entre las ciudades más equitativas. Esta relación no sorprende si se tiene en cuenta que la muestra se concentra en las ciudades principales.

GRÁFICO 1. COEFICIENTE DE GINI PARA DISTINTAS MEDIDAS DE INGRESO Y GASTO EN LAS 23 CIUDADES PRINCIPALES



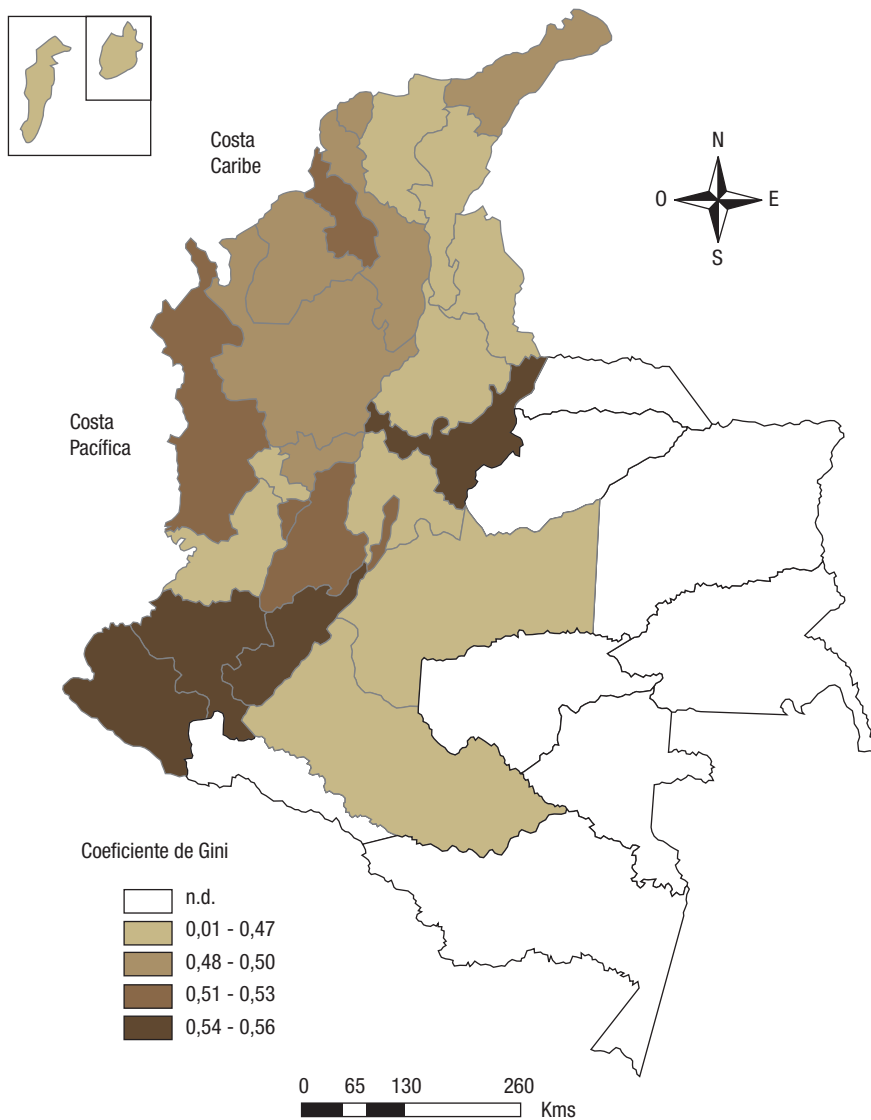
Fuente: cálculos propios con base en DANE (EIG, 2006-2007).

MAPA 1. COEFICIENTE DE GINI DE INGRESO PER CÁPITA DE HOGARES



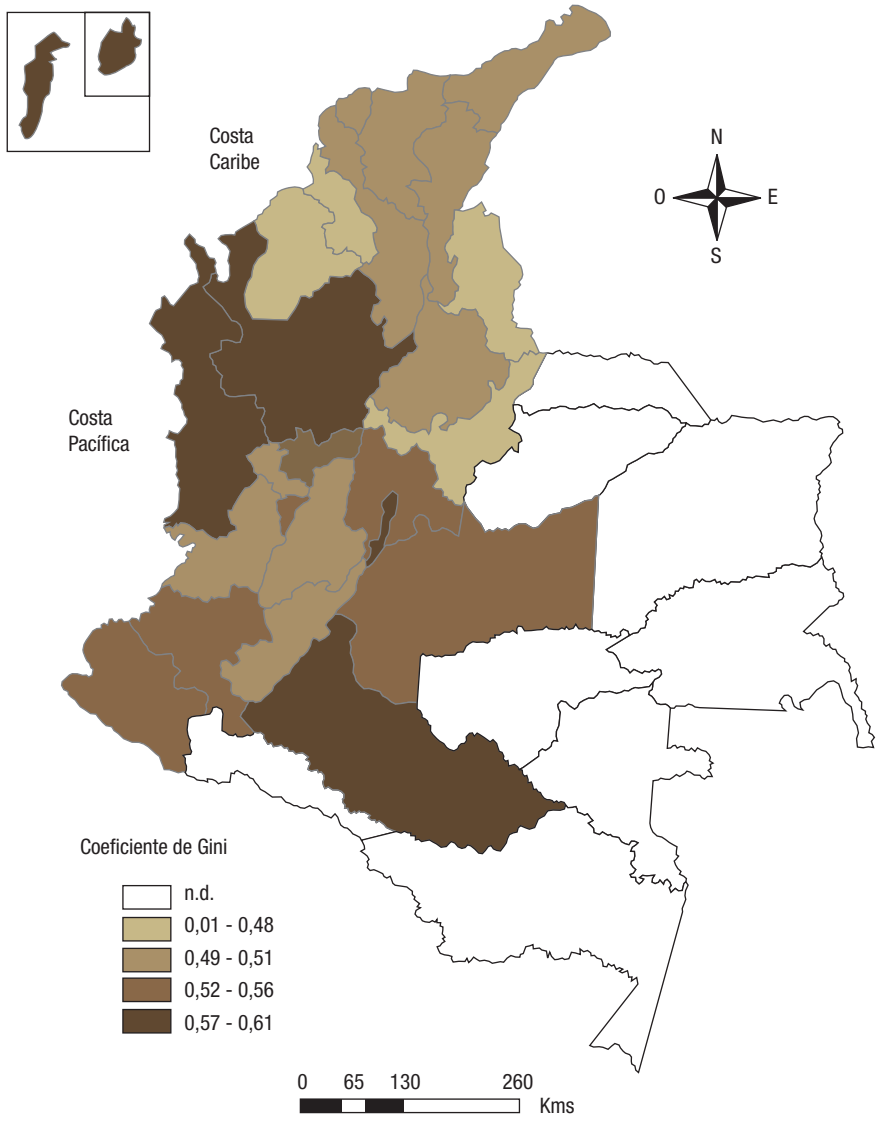
Fuente: cálculos propios con base en DANE (EIG, 2006-2007).

MAPA 2. COEFICIENTE DE GINI DE INGRESO DE OCUPADOS



Fuente: cálculos propios con base en DANE (EIG, 2006-2007).

MAPA 3. COEFICIENTE DE GINI DE GASTO PER CÁPITA DE HOGARES



Fuente: cálculos propios con base en DANE (EIG, 2006-2007).

IV. IMPORTANCIA DE LAS DIFERENCIAS INTERREGIONALES Y APORTE DE LAS REGIONES A LAS DIFERENCIAS INTRARREGIONALES

A continuación se evalúa cuánto de la desigualdad total que se observa en Colombia resulta de las diferencias entre regiones, departamentos y ciudades. También se mide qué tanto aporta cada una de las regiones al total de la desigualdad intrarregional. Para esto se realizan descomposiciones por subgrupos mutuamente excluyentes. En el caso de las medidas de entropía, entre las cuales se encuentra el índice de Theil, la descomposición es aditiva, de tal forma que la desigualdad total (T) es la suma de la desigualdad dentro de los grupos (T_w), y de la desigualdad entre grupos (T_B): $T = T_w + T_B$. Para el coeficiente de Gini esto sólo aplica si no hay sobreposición entre las distribuciones de los subgrupos, de lo contrario se debe incluir un tercer término (R) que mide esta interacción: $G = G_w + G_B + R$. El cociente T_B/T mide la importancia de las diferencias entre los grupos en términos distributivos. El cociente G_B/G también lo hace, pero debe interpretarse con precaución si el término de interacción es muy grande. La desigualdad intragrupal (T_w y G_w) corresponde a una suma ponderada de las desigualdades en el interior de cada subgrupo, de tal forma que $T_w = \sum_{i=1}^m \nu_i T_{wi}$ y $G_w = \sum_{i=1}^m \omega_i G_{wi}$. Tanto en las medidas de entropía como en el coeficiente de Gini se tiene que ν_i y ω_i son función del ingreso relativo del subgrupo y de su peso en la población total. Los cocientes $\nu_i T_{wi}/T_w$ y $\omega_i G_{wi}/G_w$ expresan el aporte de cada subgrupo al total de la desigualdad intragrupal. Una amplia descripción de las medidas de desigualdad y de sus propiedades puede encontrarse en Cowell (2000)¹⁵.

Este tipo de descomposición permite cuantificar la importancia relativa de la diferencia entre subgrupos, pero no explica qué es lo que origina esta diferencia. Dado que este estudio no tiene entre sus objetivos identificar determinantes de la desigualdad, la metodología resulta adecuada. Una buena revisión de las aplicaciones en efectos regionales se encuentra en Shorrocks y Wan (2004); cabe anotar que son pocos los países en donde el aporte de las diferencias interregionales supera el 20%, lo que ha llevado a algunos a concluir que el aspecto espacial importa poco. Sin embargo, esto no siempre es verdad y para verificarlo se debe comparar la magnitud de los resultados con los de otros factores de descomposición que hayan sido reconocidos como importantes en la literatura. Para el caso colombiano, Musgrove (1986), Medina y Moreno (1995),

¹⁵ Para mayor detalle en las descomposiciones aditivas por subgrupos véase Shorrocks (1980 y 1984). En el caso del coeficiente de Gini se emplea la descomposición propuesta en Shorrocks y Wan (2004).

Arango, Posada y Uribe (2004) y Romero (2006) realizan descomposiciones del coeficiente de Gini¹⁶, y encuentran que las diferencias en educación son las más importantes. Sin embargo, en ninguno de los tres primeros casos se realizan descomposiciones regionales. En Romero (2006) se descomponen simultáneamente variables de educación y región. La educación también sobresale en otro tipo de descomposiciones basadas en regresiones paramétricas y semiparamétricas, pero no se entrará en mayor detalle por no tratarse de metodologías del todo comparables¹⁷.

Los cuadros 5 y 6 presentan los cocientes T_B/T y G_B/G para distintas agrupaciones de ingresos y gastos en la muestra nacional y de 23 ciudades. Las cuatro primeras agrupaciones corresponden a la división urbano/rural, las dos definiciones de región y los departamentos (o ciudades en la muestra de 23 ciudades). Además se incluyen dos agrupaciones definidas por variables educativas, y otras dos por edad y género, con el ánimo de comparar los resultados¹⁸. Las últimas cuatro agrupaciones corresponden a intersecciones entre variables espaciales y educativas. En el Cuadro 6 se muestra, además, la importancia del término de interacción en la descomposición del coeficiente de Gini.

Lo primero que se observa es que los resultados basados en la descomposición del coeficiente de Gini son similares a aquellos obtenidos a partir del índice de Theil; también, son relativamente robustos a las medidas de ingresos y gasto empleadas. El resultado más importante por destacar es que, en la gran mayoría de los casos, las diferencias entre subgrupos departamentales y de ciudades aportan más a la desigualdad total que las diferencias asociadas a grupos educativos, de edad y género. Esto no va en contra de las conclusiones de los estudios previos, ya que, como se mencionó, la metodología está diseñada para medir el aporte intergrupar a la desigualdad sin condicionar en otro conjunto de variables. Si se controlara por otras variables, como educación, buena parte de esta relación desaparecería. Prueba de ello es que el aporte de las agrupaciones construidas a partir de intersecciones de variables espaciales y educativas sea menor

¹⁶ Los dos primeros emplean la descomposición de Pyatt (1976), en el tercer caso los autores siguen a Shorrocks (1982).

¹⁷ Entre otras descomposiciones aplicadas a datos colombianos se encuentran: descomposición por factores tipo Fields (1979) en Sánchez y Núñez (2000), regresión por cuantiles en Posso (2008), microsimulación paramétrica tipo Bourguignon y Ferreira (2004) en Vélez *et al.* (2004) y una similar en Ocampo, Sánchez y Tovar (2000), descomposición de Juhn, Murphy y Pierce (1993) en Tribín (2005) y microsimulación semiparamétrica tipo Dinardo, Fortin y Lemieux (1996), en Santamaría (2001).

¹⁸ En el caso de ingresos y gastos familiares, se toma educación, edad y género del jefe de hogar. El nivel de educación se construye a partir de los años de educación y tiene cuatro categorías: sin educación, primaria, secundaria y superior.

a la suma de los aportes de las agrupaciones por separado. Esta es la razón por la cual en ninguno de los estudios basados en regresiones priman las variables espaciales. Sin embargo, el que las diferencias entre regiones estén asociadas con otros factores, no significa que no existan.

CUADRO 5. IMPORTANCIA DE LA DESIGUALDAD INTERGRUPAL EN EL ÍNDICE DE THEIL TOTAL: T_B/T

SUBGRUPO	m	NACIONAL			23 CIUDADES			
		INGRESO PER CÁPITA HOGARES	INGRESO OCUPADOS	GASTO PER CÁPITA HOGARES	m	INGRESO PER CÁPITA HOGARES	INGRESO OCUPADOS	GASTO PER CÁPITA HOGARES
Cabecera/resto	2	0,083	0,078	0,094
Región	7	0,094	0,081	0,084	7	0,047	0,040	0,043
Región económica	5	0,051	0,043	0,044	5	0,036	0,022	0,035
Departamento / ciudad	25	0,112	0,101	0,104	23	0,051	0,043	0,051
Años educación	16	0,068	0,058	0,064	16	0,054	0,054	0,038
Nivel educación	4	0,042	0,028	0,020	4	0,018	0,013	0,015
Grupos edad	6	0,009	0,043	0,004	6	0,016	0,041	0,006
Género	2	0,000	0,007	0,001	2	0,001	0,021	0,000
Departamento / ciudad y nivel educación	100	0,150	0,123	0,124	92	0,068	0,057	0,069
Departamento / ciudad y años educación	368	0,192	0,166	0,172	337	0,120	0,110	0,106
Región y nivel educación	28	0,130	0,103	0,102	28	0,052	0,053	0,060
Región y años educación	109	0,165	0,140	0,145	109	0,110	0,103	0,092

Fuente: cálculos propios con base en DANE (EIG, 2006-2007).

Shorrocks y Wan (2004) muestran que el valor esperado de T_B/T tiene una relación positiva con el número de subgrupos m , siendo una de las razones por las cuales el efecto de la desigualdad interregional es considerablemente menor al efecto de la desigualdad entre departamentos o ciudades. Del mismo modo se explica que separar por años de educación genera un mayor efecto que hacerlo por nivel de educación. Si bien las agrupaciones son aparentemente similares, el dividir en muchos subgrupos hace que la diferencia entre ellos aumente, así como la importancia que se lo otorga en la desigualdad total. La interpretación de la descomposición del coeficiente de Gini resulta un poco más complicada, pero puede aportar elementos decisivos. Si se comparan las dos definiciones de región, se observa que en la primera hay gran interacción entre las distribuciones de los subgrupos, mientras que en la segunda no. Esto es coherente con la clasificación de estas regiones; en el caso de las subregiones económicas, hallar poca interacción resulta de buscar gran homogeneidad dentro de cada grupo.

Otro resultado importante es que, aún teniendo sólo dos subgrupos, la división urbano/rural importa mucho; su efecto es sólo superado por el de las agrupaciones por departamentos, ciudades y años de educación. Se trata, además, de los subgrupos con menor interacción en la descomposición del coeficiente de Gini, las cuales reflejan que las diferencias en ingresos y gastos son muy importantes.

CUADRO 6. IMPORTANCIA DE LA DESIGUALDAD INTERGRUPAL Y DE LA INTERACCIÓN EN EL COEFICIENTE DE GINI

TOTAL: G_B/G y R/G

SUBGRUPO	m	NACIONAL					
		INGRESO PER CÁPITA HOGARES		INGRESO OCUPADOS		GASTO PER CÁPITA HOGARES	
		INTERGRUPAL	INTERACCIÓN	INTERGRUPAL	INTERACCIÓN	INTERGRUPAL	INTERACCIÓN
cabecera/resto	2	0,230	0,097	0,218	0,095	0,244	0,075
Regiones tradicionales	7	0,287	0,551	0,289	0,546	0,308	0,530
Subregiones económicas	5	0,205	0,292	0,197	0,296	0,202	0,281
Departamento	25	0,375	0,531	0,353	0,551	0,365	0,539
Años educación	16	0,280	0,600	0,249	0,622	0,260	0,619
Nivel educación	4	0,196	0,383	0,125	0,430	0,147	0,497
Grupos edad	6	0,107	0,687	0,191	0,599	0,066	0,730
Género	2	0,011	0,423	0,080	0,395	0,033	0,406
Departamento y nivel educación	100	0,434	0,523	0,388	0,567	0,400	0,564
Departamento y años educación	368	0,484	0,504	0,444	0,544	0,464	0,524
Región y nivel educación	28	0,401	0,529	0,347	0,579	0,353	0,588
Región y años educación	109	0,446	0,534	0,400	0,579	0,424	0,556
23 CIUDADES							
SUBGRUPO	m	INGRESO PER CÁPITA HOGARES		INGRESO OCUPADOS		GASTO PER CÁPITA HOGARES	
		INTERGRUPAL	INTERACCIÓN	INTERGRUPAL	INTERACCIÓN	INTERGRUPAL	INTERACCIÓN
Subregiones económicas	5	0,125	0,267	0,132	0,264	0,157	0,216
Ciudad	23	0,247	0,539	0,231	0,552	0,244	0,541
Años educación	16	0,245	0,624	0,253	0,614	0,205	0,662
Nivel educación	4	0,088	0,453	0,046	0,484	0,128	0,488
Grupos edad	6	0,135	0,662	0,195	0,589	0,087	0,711
Genero	2	0,026	0,429	0,146	0,348	0,012	0,445
Ciudad y nivel educación	92	0,282	0,618	0,262	0,634	0,296	0,621
Ciudad y años educación	337	0,379	0,594	0,366	0,605	0,356	0,616
Región y nivel educación	28	0,216	0,497	0,251	0,628	0,275	0,628
Región y años educación	109	0,363	0,604	0,353	0,614	0,333	0,634

Fuente: cálculos propios con base en DANE (EIG, 2006-2007).

De nuevo conviene advertir que controlar por otras variables tiende a anular en gran medida este efecto. Además, cabe señalar que Vélez *et al.* (2004) realizan descomposiciones del índice de Theil para los años 1978, 1988 y 1995, y concluyen que su importancia relativa ha venido cayendo.

En el Cuadro 7 se presenta el cociente $\omega_i G_{wi}/G_w$ de regiones y subregiones, así como el de cabeceras y otras áreas, tanto para departamentos como para las 23 ciudades principales. Dos conclusiones se pueden extraer de este cuadro: la primera, es que la mayor parte de la desigualdad intrarregional se produce en las cabeceras y en la subregión central, particularmente en Bogotá; la segunda, es que existen regiones que, aún siendo muy inequitativas, aportan poco o nada a la desigualdad intrarregional total, dado su pequeña población y su bajo nivel de ingreso. Chocó, por ejemplo, se encontró siempre entre las más desiguales, pero su aporte es nulo porque su nivel de ingreso es bajo y su población escasa. En cambio, la subregión norte, que presenta niveles menores de desigualdad, sí contribuye.

CUADRO 7. APORTE DE CADA REGIÓN A LA DESIGUALDAD INTRAGRUPAL TOTAL: $\omega_i G_{wi}/G_w$

		NACIONAL			23 CIUDADES		
		INGRESO PER CÁPITA HOGARES	INGRESO OCUPADOS	GASTO PER CÁPITA HOGARES	INGRESO PER CÁPITA HOGARES	INGRESO OCUPADOS	GASTO PER CÁPITA HOGARES
Regiones tradicionales	Bogotá	0,327	0,338	0,326	0,716	0,717	0,709
	Central oeste	0,240	0,193	0,231	0,106	0,101	0,130
	Central sur	0,056	0,065	0,060	0,004	0,004	0,005
	Central norte	0,057	0,059	0,058	0,015	0,014	0,014
	Costa Caribe	0,142	0,181	0,131	0,079	0,083	0,052
	Pacífico	0,173	0,161	0,191	0,078	0,079	0,089
	Oriental	0,005	0,003	0,004	0,002	0,002	0,002
Subregiones económicas	Central	0,923	0,908	0,926	0,949	0,946	0,964
	Norte	0,063	0,079	0,059	0,048	0,051	0,032
	Chocó	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
	Sur	0,012	0,012	0,014	0,002	0,002	0,003
	Oriental	0,002	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001
Urbano/rural	Cabecera	0,963	0,966	0,968	.	.	.
	Otro	0,037	0,034	0,032	.	.	.

Fuente: cálculos propios con base en DANE (EIG, 2006-2007).

V. PRUEBA DE DEPENDENCIA ESPACIAL

En la sección anterior se mostró que las diferencias interregionales aportan a la desigualdad total, por lo menos, tanto como las diferencias entre niveles educativos, lo que indica que las asimetrías espaciales son importantes. A continuación se verifica esto realizando una prueba de dependencia espacial basada en Rey (2004). La idea es permutar de manera aleatoria los ingresos y gastos de hogares y ocupados en el territorio, y verificar si esto afecta los componentes intrarregional e interregional del coeficiente de Theil¹⁹. De no existir dependencia espacial los resultados de la descomposición de las simulaciones no deberían ser distintos de la descomposición original. Si en cambio se obtiene que el aporte interregional de las simulaciones es significativamente menor al de los datos originales, se puede concluir que las diferencias distributivas entre las regiones no son producto del azar. El algoritmo es el siguiente:

1. Expandir la muestra original²⁰.
2. Calcular el índice de Theil y sus componentes *inter* e *intra* por subgrupos departamentales y de ciudades.
3. Reasignar aleatoriamente y sin remplazo el ingreso o el gasto entre familias y ocupados del país²¹.
4. Calcular de nuevo el índice de Theil y sus componentes *inter* e *intra* por subgrupos departamentales y de ciudades.
5. Repetir los pasos tres y cuatro, K veces.

Para departamentos y ciudades principales, y con las distintas medidas de ingreso y gasto, el Cuadro 8 presenta el cociente T_B/T original y cuatro estadísticos de su distribución simulada a partir de cien réplicas²². En general, se encuentra que las diferencias distributivas de las regiones son significativamente superiores a las que se tendrían si el ingreso o el gasto se distribuyeran aleatoriamente. Existen, por tanto, patrones espaciales en la distribución del ingreso y el gasto.

¹⁹ Nótese que la desigualdad total no tiene por qué cambiar.

²⁰ Esto es necesario para que, luego de expandir, cada observación tenga igual probabilidad de ocurrencia, de lo contrario nada garantiza que el promedio de los ingresos y gastos y el índice de Theil total de las simulaciones sea siempre el mismo.

²¹ Esto no modifica la población de cada región, departamento y ciudad.

²² En orden, la media, la desviación estándar y los percentiles 5 y 95.

CUADRO 8. IMPORTANCIA ORIGINAL Y SIMULADA DE LA DESIGUALDAD INTERGRUPAL EN EL ÍNDICE DE THEIL TOTAL T_B/T

		NACIONAL			23 CIUDADES		
		INGRESO PER CÁPITA HOGARES	INGRESO OCUPADOS	GASTO PER CÁPITA HOGARES	INGRESO PER CÁPITA HOGARES	INGRESO OCUPADOS	GASTO PER CÁPITA HOGARES
Original		0,11171	0,1009	0,10429	0,05088	0,04308	0,05125
Simulación	Media	0,00004	0,00002	0,00004	0,00007	0,00005	0,00007
	Desviación	0,00001	0,00001	0,00001	0,00002	0,00002	0,00002
	p5	0,00002	0,00002	0,00002	0,00004	0,00002	0,00004
	p95	0,00007	0,00004	0,00007	0,0001	0,00008	0,0001

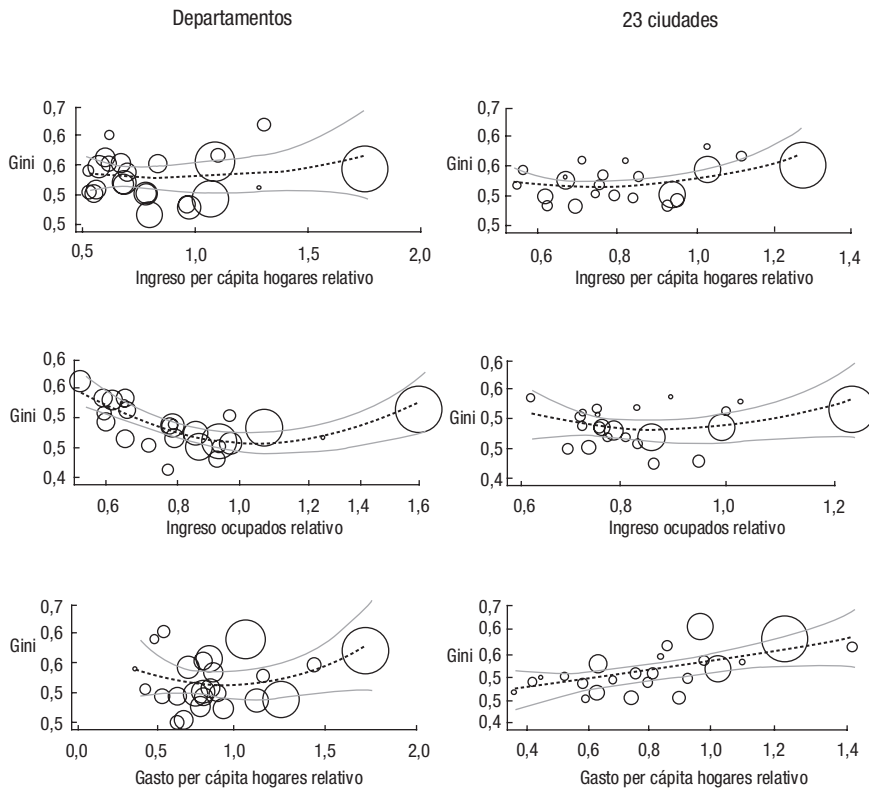
Fuente: cálculos propios con base en DANE (EIG, 2006-2007).

VI. INGRESO Y DESIGUALDAD: ¿SE CUMPLE LA CURVA DE KUZNETS?

En el Cuadro 1 se mostró que los habitantes de las ciudades son más ricos y que sus ingresos y gastos se encuentran más concentrados. Así mismo, se destacó que Bogotá y Chocó, polos opuestos en el ingreso per cápita, se encuentran entre los más desiguales. Una vez se ha demostrado que existen diferencias en las estructuras distributivas de regiones, departamentos y ciudades, se procede a presentar la relación entre ingreso y distribución para distintas muestras, con el fin de contrastar la hipótesis de convergencia microeconómica entre las regiones de Colombia. Este estudio se limita a evaluar la hipótesis fuerte de Kuznets, pues no tiene entre sus objetivos identificar sus determinantes.

El Gráfico 2 muestra la relación entre el coeficiente de Gini y las distintas medidas de ingreso y gasto relativas. Cada circunferencia corresponde a un departamento o una ciudad, y el diámetro representa su participación en la población total. El ajuste presentado en los gráficos se realiza con el siguiente polinomio de segundo orden: $Gini = c + \beta_1 \ln(y) + \beta_2 \ln(y)^2 + \varepsilon$. Los intervalos de confianza se hacen a un nivel de significancia del 5%. Lo primero que salta a la vista es que Bogotá (el círculo más grande en el caso de ciudades, y entre los departamentos grandes, el que registra mayores ingresos) siempre se destaca por tener ingresos y gastos altos, y una no despreciable desigualdad. En cuanto a la Curva de Kuznets, se podría decir que no parece cumplirse entre departamentos y ciudades de Colombia en 2006-2007. Por el contrario, lo que se observa en la mayoría de los casos es una curva en forma de U. Una sencilla verificación consiste en revisar la significancia de los parámetros de la regresión.

GRÁFICO 2. RELACIONES ENTRE COEFICIENTE DE GINI Y LAS DISTINTAS MEDIDAS DE INGRESO Y GASTO RELATIVAS EN LOS DEPARTAMENTOS Y LAS 23 CIUDADES



Fuente: cálculos propios, con base en DANE (EIH, 2006-2007).

El Cuadro 9 contiene los coeficientes β_1 y β_2 y los *p-valores* de la prueba t , $p1$ y $p2$, para las medidas de ingreso y gasto, en cada una de las muestras. Podría suponerse que la capital es un caso atípico y sesga los resultados, razón por la cual se repiten los ejercicios excluyéndola. En ocho de los doce modelos, se obtienen parámetros significativos y signo positivo en β_2 , lo que confirma la forma de U que se observa en los gráficos. Sólo en los casos de ingresos de hogares en departamentos, de gasto en departamentos (sin Bogotá) y de gastos en ciudades principales (con y sin Bogotá) se encuentra que los coeficientes no son significativos al 10%. El Cuadro 10 contiene el coeficiente β_1 de un ajuste lineal de la forma $Gini = c + \beta_1 \ln(y) + \nu$ para estos cuatro modelos. En el caso del gasto se obtiene una relación lineal significativa y positiva entre desigualdad y el nivel de gasto.

CUADRO 9. COEFICIENTES Y SIGNIFICANCIA DE AJUSTE CUADRÁTICO

		INGRESO PER CÁPITA HOGARES	INGRESO OCUPADOS	GASTO PER CÁPITA HOGARES
Departamentos	b1	1,77	-6,38	1,12
	(t1)	0,28	0,00	0,10
	b2	0,07	0,24	0,05
	(t2)	0,28	0,00	0,10
Departamentos, sin Bogotá	b1	3,04	3,55	1,95
	(t1)	0,06	0,02	0,29
	b2	0,12	0,14	0,08
	(t2)	0,06	0,03	0,29
Ciudades principales	b1	-4,60	5,66	1,22
	(t1)	0,10	0,08	0,24
	b2	0,18	0,21	0,05
	(t2)	0,10	0,08	0,22
Ciudades principales, sin Bogotá	b1	3,59	9,68	1,29
	(t1)	0,08	0,07	0,36
	b2	0,14	0,36	0,05
	(t2)	0,08	0,07	0,34

Fuente: cálculos propios con base en DANE (EIG, 2006-2007).

CUADRO 10. COEFICIENTES Y SIGNIFICANCIA DE AJUSTE LINEAL

		INGRESO PER CÁPITA HOGARES	GASTO
Departamentos	b1	0,01	.
	(t1)	0,72	.
Departamentos, sin Bogotá	b1	.	-0,00
	(t1)	.	0,90
Ciudades principales	b1	.	0,07
	(t1)	.	0,00
Ciudades principales, sin Bogotá	b1	.	0,06
	(t1)	.	0,01

Fuente: cálculos propios con base en DANE (EIG, 2006-2007).

El Cuadro 11 presenta los resultados de estimaciones cuadráticas en las que se ponderan las observaciones por la participación en la población total. Lo que se busca con esto es dar más importancia a los departamentos y a las ciudades más pobladas. Si bien las medidas de ingreso, gasto y desigualdad

tienen unidades comparables, al no ponderarlas se puede estar dando mucha importancia a ciudades o departamentos cuya participación es marginal. Como se vio en la sección IV correspondiente a las diferencias interregionales, subregiones con menor desigualdad como la norte, aportan más a la desigualdad intrarregional que el mismo Chocó, en parte por el hecho de tener una mayor población.

CUADRO 11. COEFICIENTES Y SIGNIFICANCIA DE AJUSTE CUADRÁTICO PONDERADO

		INGRESO PER CÁPITA HOGARES	INGRESO OCUPADOS	GASTO PER CÁPITA HOGARES
Departamentos	b1	-1,68	0,83	1,46
	(t1)	0,18	0,00	0,44
	b2	0,06	0,03	0,06
	(t2)	0,18	0,00	0,42
Departamentos, sin Bogotá	b1	-7,16	-8,75	2,79
	(t1)	0,05	0,00	0,77
	b2	0,28	0,33	0,11
	(t2)	0,05	0,00	0,77
Ciudades principales	b1	1,72	-10,18	-1,58
	(t1)	0,04	0,00	0,45
	b2	0,06	0,38	0,07
	(t2)	0,03	0,00	0,42
Ciudades principales, sin Bogotá	b1	3,80	-18,04	-0,89
	(t1)	0,04	0,04	0,74
	b2	0,14	0,67	0,04
	(t2)	0,04	0,04	0,72

Fuente: cálculos propios con base en DANE (EIG, 2006-2007).

Los resultados de las estimaciones ponderadas son similares a los anteriores, con la excepción del modelo de gasto en departamentos, en donde los parámetros dejan de ser significativos. Esto indica que en Colombia hay evidencia de divergencia microeconómica entre departamentos y ciudades en el período 2006-2007. Tanto en las regiones más pobres como en las más ricas se observa gran desigualdad. Es en las regiones de ingreso medio en donde existe mayor equidad. En el caso del gasto de los hogares de las ciudades principales la relación es más sencilla, a mayor gasto mayor desigualdad en su distribución.

VII. CONCLUSIONES

La distribución del ingreso de los hogares y los ocupados no es igual en todas las regiones de Colombia. En efecto, las diferencias entre departamentos y ciudades pesan por lo menos tanto en la desigualdad total de los hogares y los ocupados, como las diferencias entre niveles de educación. Esto implica que parte importante de la desigualdad entre los colombianos se expresa en la desigualdad entre regiones. La relación entre el ingreso y la desigualdad de las regiones también se evalúa en este documento. Lo que se encuentra es que los departamentos y las ciudades más equitativas son los de ingreso medio, mientras que las ricas y las pobres forman casi siempre parte del grupo de las más desiguales. En particular, Bogotá lidera en Colombia dos procesos simultáneos de polarización. El primero es de tipo macroeconómico y se observa en la divergencia en el producto y el ingreso regional. El segundo es microeconómico y se ve reflejado en el alto nivel de desigualdad de la capital, tanto en el ingreso y el gasto de los hogares como en el ingreso de los ocupados.

Asumiendo que las regiones rezagadas imitan continuamente a las avanzadas durante el proceso de crecimiento, se podría pensar, de acuerdo con los resultados, que la desigualdad tendería a reducirse con el tiempo en los departamentos más pobres, y a aumentar en aquellos de ingreso medio. Sin embargo, este supuesto puede no corresponder a la realidad. Para entenderlo más adecuadamente se debe, por tanto, abordar el tema de los determinantes de la desigualdad desde una perspectiva regional. Conviene comprender cuáles son las razones por las cuales los departamentos y las ciudades más ricas son particularmente inequitativas, mientras que las regiones de ingreso medio lo son menos. También es importante verificar si se puede explicar la alta desigualdad de los departamentos más pobres con los mismos argumentos con que se explica la desigualdad en la capital. El tema de las migraciones puede resultar fundamental en el caso colombiano: a Bogotá, por ejemplo, han llegado un gran número tanto desplazados como profesionales y especializados del resto del país. Todo esto es necesario si se quiere saber cuáles pueden ser los efectos distributivos del crecimiento en las distintas regiones de Colombia.

La conclusión más inquietante de Londoño (1995) con respecto a los fuertes movimientos distributivos que tuvo Colombia entre 1938 y 1988 es que,

Si la oferta de educación y las transformaciones estructurales hubieran evolucionado dinámicamente de acuerdo con los patrones internacionales a lo largo del período, la dispersión del ingreso laboral hubiera sido menor de lo que se observó. [...] Si Colombia hubiera

evitado estos movimientos abruptos, también hubiera evitado, en gran parte, el carácter extremo de sus movimientos distributivos.

En este sentido, una mejor comprensión de los determinantes regionales de la distribución del ingreso de los hogares puede tener importantes implicaciones de política, y efectos en el bienestar. ¿Podrían las regiones de ingreso medio suavizar los efectos distributivos del crecimiento y no repetir innecesariamente lo vivido en la capital?

REFERENCIAS

- Arango, Luis E.; Posada, Carlos E.; Uribe, José D. (2004). “Cambios en la estructura de los salarios urbanos en Colombia (1984-2000)”, Borradores de Economía, núm. 297, Banco de la República, Bogotá.
- Attanasio, Orazio; Goldberg, Pinelopi K.; Pavcnik, Nina (2002). “Trade Reforms and Income Inequality in Colombia”, Working Paper, núm. 9830, National Bureau of Economic Research, Washington.
- Barro, Robert J. (2000). “Inequality and Growth in a Panel of Countries”. *Journal of Economic Growth*, vol. 5, núm. 1, pp. 5-32.
- Barro, Robert J.; Sala-i-Martin, Xavier (1991). “Convergences Across States and Regions”, *Brookings Papers of Economic Activity*, núm. 1.
- Birchenall, Javier A.; Murcia, Guillermo (1997). “Convergencia regional: Una revisión del caso colombiano”, *Desarrollo y Sociedad*, núm. 40, Universidad de los Andes, Bogotá.
- Bonet, Jaime (2007). “Inequidad espacial en las dotaciones educativas en Colombia”, en Jaime Bonet (ed), *Geografía económica y análisis espacial de Colombia*, Bogotá, Colección de Economía Regional, Banco de la República.
- Bonet, Jaime; Meisel, Adolfo (2002). “La convergencia regional en Colombia: Una visión de largo plazo, 1926-1995”, en Adolfo Meisel Roca (ed), *Regiones, ciudades y crecimiento económico en Colombia*, Bogotá, Colección de Economía Regional, Banco de la República.
- Bonet, Jaime; Meisel, Adolfo (2006). “Polarización del ingreso per cápita departamental en Colombia, 1975-2000”, Documentos de Trabajo sobre Economía Regional, núm. 76, Banco de la República, Centro de Estudios Económicos Regionales (CEER), Cartagena.
- Bourguignon, Francois; Ferreira, Francisco H. G. (2004). “Decomposition Changes in the Distribution of Household Income: Methodological Aspects”, en Francois Bourguignon, Francisco H.G. Ferreira y Nora Lustig (eds), *The Microeconomics of Income Distribution Dynamics in East Asia and Latin America*, World Bank, Nueva York.

- Cowell, Frank A. (2000). "Measurement of Inequality", en Anthony B. Atkinson y Francois Bourguignon (eds), *Handbook of Income Distribution*, vol 1, Elsevier Science B.V., Netherland.
- Dinardo, John; Fortin, Nicole M.; Lemieux, Thomas. (1996). "Labor Market Institutions and the Distribution of Wages, 1973-1992: A Semiparametric Approach", *Econometrica*, vol. 64, núm. 5, pp. 1001-1044.
- Fields, Gary S. (1979). "Income Inequality in Urban Colombia: A Decomposition Analysis", *Review of Income and Wealth*, vol. 25, núm. 3, pp. 327-341.
- Galvis, Luis A. (2007). "La topografía económica de Colombia", en Adolfo Meisel Roca (ed), *Regiones, ciudades y crecimiento económico en Colombia*, Bogotá, Colección de Economía Regional, Banco de la República.
- Haddad Eduardo A.; Bonet Jaime; Hewings Geoffrey J.D.; Perobelli Fernando S. (2008). "Efectos regionales de una mayor liberación comercial en Colombia: una estimación con modelo CEER, Documentos de Trabajo sobre Economía Regional, núm. 104. Banco de la República, Centro de Estudios Económicos Regionales (CEER), Cartagena.
- Higgins, Matthew; Williamson, Jeffrey G. (1999). "Explaining Inequality the World Round: Cohort Size, Kuznets Curves and Openness", Staff Report, núm. 79. Federal Reserve Bank of New York.
- Juhn, Chinhui; Murphy, Kevin M.; Pierce, Brooks (1993). "Wage Inequality and the Rise in Returns to Skill", *Journal of Political Economy*, vol. 3, núm. 3, pp. 410-444.
- Krugman, Paul (1998) "The Role of Geography", en World Bank Conference on Development Economics, Washington.
- Kuznets, Simon (1955). "Economic Growth and Income Inequality", *The American Economic Review*, vol. 45, núm. 1, pp. 1-28.
- Londoño, Juan L. (1995). *Distribución del ingreso y desarrollo económico: Colombia en el siglo XX*, Tercer Mundo editores en coedición con el Banco de la República y Fedesarrollo, Bogotá.
- McGillivray, Mark; Shorrocks, Anthony (2005). "Inequality and Multidimensional Well-being", *Review of Income and Wealth*, vol. 51, núm. 2, pp. 193-199.
- Medina, Carlos A.; Moreno, Hernando G. (1995). "Desigualdad en la distribución del ingreso urbano en Colombia: un análisis de descomposición del coeficiente de Gini", *Coyuntura Social*, núm. 12, Fedesarrollo, Bogotá.
- Musgrove, Philip (1986). "Desigualdad en la distribución del ingreso en diez ciudades latinoamericanas: descomposición e interpretación del coeficiente de Gini", *Cuadernos de Economía*, núm. 69, pp. 201-227.
- Nielsen, Francois; Alderson, Arthur S. (1997). "The Kuznets Curve and the U-turn: Income Inequality in the US Counties, 1970 to 1990", *American Sociological Review*, vol. 62, núm. 1, pp. 12-33.

- Núñez, Jairo; Sánchez, Fabio (1998). “Descomposición de la desigualdad del ingreso laboral urbano en Colombia: 1967-1997”, *Archivos de Macroeconomía*, núm. 86, DNP, Bogotá.
- Ocampo, José A.; Sánchez, Fabio; Tovar, Camilo A. (2000). “Mercado laboral y distribución del ingreso en Colombia en los años noventa”, *Revista de la Cepal*, núm. 72.
- Ohnishi, I. (2007). “Forming Kuznets Curve among Chinese Provinces”, *The Kyoto Economic Review*, vol. 76, núm. 2, pp. 175-163.
- Osberg, Lars; Sharpe, Andrew (2005). “How Should We Measure ‘the Economic’ Aspects of Well-Being?”, *Review of Income and Wealth*, vol. 51, núm. 2, pp. 311-336.
- Pérez, Gerson J. (2007). “Dinámica demográfica y desarrollo regional en Colombia”, en Manuel Fernández, Weildler Guerra y Adolfo Meisel (ed), *Políticas para reducir las desigualdades regionales en Colombia*, Bogotá, Colección de Economía Regional, Banco de la República.
- Perugini, Cristiano.; Martino, Gaetano (2008). “Income Inequality within European Regions: Determinants and Effects on Growth”, *Review of Income and Wealth*, vol. 54, núm. 3, pp. 373-406.
- Posso, Christian M. (2008). “Desigualdades salariales en Colombia 1984-2005: cambios en la composición del mercado laboral y retornos a la educación post-secundaria”, Borradores de Economía, núm. 529, Banco de la República, Bogotá.
- Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo (PNUD, 2008). “El fomento de la capacidad: empoderamiento de las personas y las instituciones”, Informe anual, PNUD, Nueva York.
- Pyatt, Graham (1976). “On the Interpretation and Disaggregation of Gini Coefficients”, *The Economic Journal*, vol. 86, núm. 342, pp. 243-255.
- Quah, Danny T. (1997). “Empirics for Growth and Distribution: Stratification, Polarization, and Convergence Clubs”, *Journal of Economic Growth*, vol. 2, núm. 1, pp. 27-59.
- Rey, Sergio (2004). “Spatial Analysis of Regional Income Inequality”, en Michael F. Goodchild y Donald G. Janelle (eds), *Spatially Integrated Social Science: Examples in Best Practice*, Oxford University Press, Oxford.
- Romero, Julio (2006). “Diferencias sociales y regionales en el ingreso laboral de las principales ciudades colombianas, 2001-2004”, *Documentos de Trabajo sobre Economía Regional*, núm. 67, Banco de la República, Centro de Estudios Económicos Regionales (CEER), Cartagena.
- Royston, Patrick (2004). “Multiple Imputation of Missing Values”, *The Stata Journal*, vol. 4, núm. 3, pp. 227-241.

- Sánchez, Fabio; Núñez, Jairo (2000). "Geography and Economic Development in Colombia: A Municipal Approach", Working Paper, núm. 408, BID, Washington.
- Santamaría, Mauricio (2001). "External Trade, skills, Technology and recent Increase of Income Inequality in Colombia", *Archivos de Economía*, núm. 171, DNP, Bogotá.
- Shorrocks, Anthony F. (1980). "A class of Decomposable Inequality Measures", *Econometrica*, vol. 48, núm. 3, pp. 613-625.
- Shorrocks, Anthony F. (1982). "Decomposition by Factor Components", *Econometrica*, vol. 50, núm. 1, pp. 193-211.
- Shorrocks, Anthony F. (1984). "Inequality Decomposition by Population Subgroups", *Econometrica*, vol. 52, núm. 6, pp. 1369-1385.
- Shorrocks, Anthony F.; Wan Guanghua (2004). "Spatial Decomposition of Inequality", Discussion Paper, núm. 2004/01, WIDER, Helsinki.
- Székely, Miguel; Londoño, Juan L. (1998). "Sorpresas distributivas después de una década de reformas: Latinoamérica en los Noventa", Documentos de Trabajo, núm. 352, BID, Washington.
- Tribín, Ana M. (2005). "Evolución y causas de los cambios en la desigualdad salarial en Bogotá", *Ensayos sobre Política Económica*, núm. 51, Banco de la República, Bogotá.
- Vélez, Carlos E.; Leibovitch, José; Kugler, Adriana; Bouillón, César; Núñez, Jairo (2004). "The Reversal of Inequality Trends in Colombia, 1975-1995: A Combination of Persistent and Fluctuating Forces", en Francois Bourguignon, Francisco H.G. Ferreira y Nora Lustig (eds), *The Microeconomics of Income Distribution Dynamics in East Asia and Latin America*, World Bank, Nueva York.

**DETERMINANTES DE LAS DIFERENCIAS
REGIONALES EN LA DISTRIBUCIÓN DEL
INGRESO EN COLOMBIA, UN EJERCICIO DE
MICRODESCOMPOSICIÓN**

Leonardo Bonilla Mejía

Este artículo fue publicado originalmente en la revista *Ensayos sobre Política Económica*, número 59 de junio de 2009 (pp. 100-156). Los derechos de autor pertenecen a *Ensayos sobre Política Económica*, ISSN 0120-4483; que autoriza su reproducción en este libro.

El autor es economista del Centro de Estudios Económicos Regionales (CEER) del Banco de la República, Cartagena. El autor agradece las sugerencias de Adolfo Meisel, María Aguilera, Irene Salazar, Juan David Barón, Julio Romero, Luis Armando Galvis, y Joaquín Viloria durante la elaboración de la primera versión del presente documento. Igualmente expresa su agradecimiento a los participantes del primer encuentro de la Regional Science of Americas (RSA) y del Seminario del Banco de la República, así como al evaluador anónimo de la revista *ESPE* por sus correcciones propuestas.

Las opiniones expuestas no comprometen al Banco de la República ni a su Junta Directiva.

Durante los últimos veinte años, la distribución del ingreso en Colombia se ha deteriorado considerablemente. Este fenómeno ha sido muy estudiado en el agregado nacional, y varios investigadores coinciden en afirmar que la distribución de la educación y su desigual remuneración son los principales determinantes de este gran retroceso. Sin embargo, no sucede lo mismo con las diferencias regionales en la desigualdad.

Así como existen patrones espaciales en la producción, la pobreza, las dotaciones educativas, la dinámica demográfica y los efectos del comercio exterior¹, la desigualdad del ingreso cambia a través de las regiones, los departamentos y las ciudades. En Bonilla (2008) se muestra que estas diferencias son estadísticamente significativas y, además, que los departamentos y las ciudades más ricos tienden a presentar peores indicadores de desigualdad. De forma similar, Garza (2008) clasifica a Bogotá, Antioquia, Valle y Atlántico entre los más desiguales y destaca la gran participación de los tres primeros en la desigualdad total del país².

En este estudio se exploran los determinantes de las diferencias regionales en la distribución del ingreso, buscando esclarecer las razones por las cuales en varias ciudades colombianas, el crecimiento de la economía ha sido compatible con aumentos sustanciales en la desigualdad. Este tema es especialmente pertinente en las regiones de ingreso medio, en donde la desigualdad no es tan alta, pero se teme por lo que pueda suceder en los próximos años. ¿Cuáles pueden ser los efectos distributivos del crecimiento y el desarrollo en estos departamentos y ciudades? ¿Existen políticas que suavicen eventuales retrocesos distributivos?

En este documento se realizan ejercicios de descomposición de factores de desigualdad del ingreso de los hogares a partir de métodos de microdescomposición paramétrica tipo Bourguignon y Ferreira (2004). Los datos empleados provienen de la Encuesta de ingresos y gastos (EIG) 2006-2007. La metodología busca construir escenarios contrafactuales en los que se evalúa cuál sería la distribución del ingreso de las principales ciudades de Colombia si tuvieran mercados laborales, sistemas educativos y decisiones demográficas semejantes a los de Bogotá. Se toma la capital como punto de referencia, no sólo por ser la

¹ Véase por ejemplo, Galvis y Meisel (2002) y Bonet y Meisel (2006), en el tema del crecimiento; Pérez (2007a), Bonet (2007) y Sayago (2009), respecto a la pobreza y la educación; Pérez (2007b) respecto a la dinámica demográfica; y Haddad, Bonet, Hewings y Perobelli (2008), en cuanto al comercio.

² A partir de la Encuesta continua de hogares (ECH), Garza construyó el coeficiente de Gini y el índice de Theil por departamentos para los años 1996, 1998 y 2003. Además, realizó descomposiciones por subgrupos del índice de Theil y notó que Bogotá, Antioquia y Valle contribuyen significativamente a la desigualdad, tanto por la interdesigualdad como por la intradesigualdad.

ciudad con mayor ingreso y tamaño en cuanto a población, sino por tratarse de una de las más desiguales y de la que más aporta a la desigualdad total del país.

La sección I contiene una breve revisión de literatura sobre la evolución de la desigualdad en Colombia, haciendo énfasis en sus determinantes. En la sección II se presenta la metodología empleada. En las secciones III y IV se presentan, respectivamente, los resultados agregados y desagregados a nivel de ciudad de los ejercicios de microdescomposición. En la última sección se concluye.

I. LOS DETERMINANTES DEL RETROCESO DISTRIBUTIVO EN COLOMBIA

A lo largo del siglo XX se han registrado fuertes movimientos distributivos en Colombia. Londoño (1995) muestra que la curva de *U* invertida propuesta por Kuznets efectivamente se cumple para Colombia entre 1938 y 1988, con un punto de máxima desigualdad alrededor de 1964. El autor prueba además que los argumentos de tipo dualistas de Kuznets fallan a la hora de explicar la gran magnitud de los movimientos³. En efecto, durante ese período de rápido crecimiento económico producido por el cambio tecnológico, los movimientos en los retornos a la educación y en las dotaciones educativas, y no la urbanización y las migraciones⁴, fueron los elementos protagonistas de tan abruptos cambios en la desigualdad.

Como se puede ver en el Gráfico 1, para siete de las ciudades principales de Colombia, desde el comienzo de los años noventa la tendencia distributiva se ha revertido y en menos de veinte años se han alcanzado niveles de desigualdad comparables a los de 1964. De nuevo el caso colombiano se destaca por lo agudo de las fluctuaciones. Así como Londoño (1995) lo propone para el período 1938-1964, la gran mayoría de los autores que estudian la concentración del ingreso observada en las dos últimas décadas coinciden en que, de nuevo, son la educación y los retornos a la educación los que explican la mayor parte del rápido crecimiento de la desigualdad.

Dado esto, resulta importante profundizar en el mecanismo a través del cual las dotaciones educativas y su remuneración pueden afectar la distribución del ingreso. Todo comienza por un cambio técnico o tecnológico lo suficientemente importante como para presionar el mercado de factores, y en particular la

³ Tal vez la principal característica de las fases de este período de desarrollo fue la magnitud de los cambios. El coeficiente de Gini creció de 45,4 en 1938 a 55,5 en 1964 y bajó de nuevo a 47,7 en 1988.

⁴ Si bien la tasa de urbanización alcanzó su máximo nivel en el período 1951-1964 (Flórez, 2000) y es coherente con los signos de la tendencia distributiva, según Londoño (1995) este tipo de variable no logra explicar la magnitud de los cambios.

demanda de mano de obra calificada. La incapacidad para responder con prontitud provoca un exceso de demanda que se traduce rápidamente en un aumento del salario relativo del grupo que cuenta con la educación requerida. Mientras que el número de individuos con educación superior no crezca lo suficiente como para reducir el exceso de demanda, todo esfuerzo en educación tendrá efectos regresivos. Sólo en la medida en que este exceso de demanda se reduzca significativamente se puede llegar a un punto de quiebre a partir del cual todo aumento en las dotaciones educativas se verá reflejado en una estructura salarial menos desigual y, por tanto, en un ingreso mejor distribuido.

GRÁFICO 1. COEFICIENTE DE GINI DEL INGRESO PER CÁPITA DE LOS HOGARES DE SIETE CIUDADES^a, 1976-2006



^a Barranquilla, Bogotá, Cali, Medellín, Bucaramanga, Manizales y Pasto.

Fuente: Departamento Nacional de Planeación.

Si un investigador se ciñera estrictamente a la argumentación de Kuznets (1955) y limitara el problema de las fases de la distribución a la evolución de la urbanización, no habría argumentos que justificaran un nuevo incremento de la desigualdad después de haber alcanzado el “desarrollo”. El Banco Mundial ha sido acusado por muchos de cometer este error. El mecanismo basado en las dotaciones educativas y las estructuras salariales parece capaz de predecir retrocesos distributivos asociados a nuevos procesos de desarrollo. En efecto, un cambio tecnológico drástico, por ejemplo la revolución informática, puede rápidamente dejar “obsoleta” la mano de obra y generar en cualquier punto del desarrollo nuevos excesos de demanda de mano de obra especializada.

Para el período 1938-1988, Londoño (1995) ubica en la década de los sesenta el punto de quiebre a partir del cual los retornos a la educación comienzan a caer. Es importante mencionar que para llegar a este punto, en el que Colombia pasó de tres a cuatro años de educación promedio por adulto, hubo un esfuerzo importante en el gasto público en educación, que se aceleró a partir de la segunda mitad de los años cincuenta. En particular, la creación del Servicio Nacional de Aprendizaje (SENA) en 1957 modificó sustancialmente la oferta de trabajadores con calificación técnica.

Durante la década de los noventa, la brecha salarial entre la educación media y la profesional creció rápidamente en Colombia. Núñez y Sánchez (1998) muestran que mientras en 1990, las personas con 16 años de educación tenían en promedio salarios 2,4 veces más altos a aquellos con 11 años de educación, en 1998 esta brecha superaba 2,8. Ocampo, Sánchez y Tovar (2000) encontraron que “la desfavorable evolución del empleo ha afectado fundamentalmente a los trabajadores de más bajo nivel educativo” (p. 77) y que “el cambio tecnológico ha sido intensivo en capital y ahorrador en mano de obra en todos los niveles educativos, aunque con mayor incidencia en la mano de obra de menor calificación” (p. 77). Arango, Posada y Uribe (2004) mostraron que “el aumento salarial cobijó, básicamente a empleados con mayores niveles de educación en el sector privado” (p. 23). Tribín (2005) concluyó también que “el cambio en la tendencia de la desigualdad que se presentó en 1987 fue guiado por el aumento en los retornos a la educación y de las habilidades no observables” (p. 79). Posso (2008) indicó que “el cambio en la composición educativa del mercado laboral ha llevado a un crecimiento desigual” (p. 17) y que existe una heterogeneidad en salarios en el grupo de los más educados que puede asociarse a diferencias en la calidad de la educación.

Vélez, Leibovich, Kugler, Bouillón y Núñez (2004) estudiaron la relación entre la distribución de los salarios y la distribución del ingreso familiar, así como los determinantes del aumento en la desigualdad entre 1978 y 1995 en Colombia. Para los autores, los principales determinantes de los cambios en la distribución del ingreso familiar son, en su orden: a) la estructura de ingresos laborales, b) la varianza del componente no observado de los ingresos laborales, c) la participación laboral femenina, d) los cambios en las dotaciones educativas, y e) los cambios en el tamaño de los hogares.

El comercio exterior desempeñó también un papel decisivo en los cambios distributivos de la década de los noventa. Ocampo, Sánchez y Tovar (2000) sostienen que “los sesgos generados por la apertura económica hacia la demanda de mano de obra más instruida se reflejan también en la mayor rentabilidad de la educación para los niveles de escolaridad más altos” (p. 77). Al respecto, Attanasio, Goldberg y Pavcnik (2002) mostraron que los sectores más afectados

por la apertura fueron aquellos intensivos en mano de obra no calificada, y que los menos afectados fueron los que, en promedio, empleaban a los más capacitados. Además, ellos probaron que la apertura contribuyó al aumento de los trabajadores informales y que esto a su vez tuvo efectos regresivos. Por su parte, Santamaría (2001) afirma que la apertura aumentó la demanda de empleados capacitados y así mismo la diferencia salarial entre la educación media y la universitaria.

Además de la apertura económica, otros cambios estructurales pueden haber tenido efectos sobre la distribución del ingreso. Entre ellos se destacan la Constitución de 1991, la Ley 100 de 1993 y, más recientemente, la importante caída en la inflación que tuvo lugar después de 1999. En ninguno de estos casos hay pleno consenso sobre el efecto que hayan tenido las políticas, en la desigualdad. Sin embargo, tal debate supera el alcance del presente documento. A continuación se describe brevemente la metodología empleada para descomponer los factores de las diferencias en la desigualdad entre ciudades colombianas.

II. UNA ALTERNATIVA PARA DESCOMPONER LOS DETERMINANTES DE LAS DIFERENCIAS EN DESIGUALDAD

Existen distintos enfoques a la hora de evaluar los determinantes de la desigualdad. Probablemente el más intuitivo de ellos consiste en estimar para un grupo de regiones o países una función que asocie una medida de desigualdad a un conjunto de variables explicativas. Entre los factores incluidos es común encontrar variables económicas, educativas, demográficas e institucionales, entre otras. Por ejemplo, Perugini y Martino (2008) estimaron los determinantes de la desigualdad en países europeos con datos de corte transversal (MCO). Barro (1999) estimó un modelo de panel con base en la información de diferentes países del mundo, y Gries y Redlin (2008) hicieron lo mismo con regiones de China. En el presente estudio, esta estrategia no parece la más adecuada ya que sólo se cuenta con información confiable en temas de distribución del ingreso para veintitrés ciudades principales.

En vista de que se tiene acceso a encuestas, este documento sigue el camino de la microdescomposición paramétrica propuesta en Bourguignon y Ferreira (2004). Los datos empleados se toman de la EIG de 2006-2007. La muestra incluye población urbana y rural, pero hay una gran concentración alrededor del

área urbana y específicamente de las capitales departamentales. Por esta razón, el estudio se centra en las familias que viven en veintitrés ciudades de Colombia⁵.

Siguiendo la tradición de Oaxaca (1973) y Blinder (1973), las metodologías posteriores basadas en microdescomposición paramétrica permiten descomponer las diferencias en la distribución del ingreso de dos poblaciones⁶, pero con la salvedad de que no sólo se simula el ingreso promedio sino toda la distribución del ingreso. De un modo general, los factores de la diferencia entre distribuciones se clasifican en tres categorías: a) la distribución de las características de los agentes, b) la estructura de retornos y decisiones, y c) los componentes no observados. La estrategia para evaluar la importancia de cada uno de estos factores comprende los siguientes pasos:

- 1) Estimar para cada población (*A* y *B*) el ingreso (*y*) como función de un conjunto de variables exógenas (*X*). El tamaño de las poblaciones no debe necesariamente coincidir. Las formas funcionales *G* son predeterminadas.

$$y_i^A = G(X_i^A, \varepsilon_i^A; \beta^A) \quad (1)$$

$$y_i^B = G(X_i^B, \varepsilon_i^B; \beta^B) \quad (2)$$

Donde β es un conjunto de parámetros que definen la estructura de retornos, y ε es un conjunto de variables aleatorias que recogen el componente no observado. Las distribuciones de estas variables aleatorias dependen de las formas funcionales escogidas.

- 2) Simular cuál sería el ingreso de cada uno de los agentes de un grupo, si estuviera sujeto a algunas o todas las estructuras de retornos y decisiones y/o a las distribuciones de los componentes no observados del otro grupo. En adelante se notarán los ejercicios contrafactuales de la siguiente forma:

⁵ Los ejercicios se realizan con encuestas de 30.936 hogares urbanos que suman un total de 119.170 individuos en las veintitrés ciudades principales. Como se trata de ejercicios de simulación, es importante expandir la muestra para generar aleatoriedad. Para esto se emplean las ponderaciones provistas por el Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE). Por razones de eficiencia computacional, las ponderaciones se reescalan de tal forma que el hogar con la menor ponderación aparezca una sola vez. De esta forma, en lugar de trabajar con 5'594.908 hogares, se emplean sólo 690.665. Mayores detalles acerca del procesamiento de la encuesta pueden encontrarse en Bonilla (2008).

⁶ Existen alternativas semiparamétricas, como es el caso en Dinardo, Fortin y Lemieux (1996), cuya metodología fue empleada para Colombia en Santamaría (2001). Por poblaciones pueden entenderse no sólo subgrupos de individuos caracterizados por raza, género o ubicación espacial, sino también un mismo grupo de individuos en momentos diferentes del tiempo.

$$y_{i,\beta\epsilon}^{B\rightarrow A} = G(X_i^A, \epsilon_i^B; \beta^B) \quad (3)$$

En este ejemplo se toman todos los parámetros estimados β y la distribución del componente no observado ϵ de la población B y se evalúa el ingreso de los agentes de la población A .

- 3) Una vez simulado el ingreso de cada agente se pueden construir las distribuciones contrafactuales del ingreso y las medidas de desigualdad. A continuación las distribuciones observadas y luego las contrafactuales de A :

$$f(y^A) = \{y_1^A, y_2^A, \dots, y_T^A\} \quad (4)$$

$$f(y_{\beta\epsilon}^{A\rightarrow B}) = \{y_{1,\beta\epsilon}^{B\rightarrow A}, y_{2,\beta\epsilon}^{B\rightarrow A}, \dots, y_{T,\beta\epsilon}^{B\rightarrow A}\} \quad (5)$$

Así como la media, las medidas de desigualdad pueden expresarse como funciones de la distribución del ingreso, $I[f(y)]$. El efecto en la desigualdad de la población A de adoptar todas las estructuras de retornos y decisiones, así como las distribuciones de los componentes no observados de la población B es igual a:

$$\Delta I_{\beta\epsilon}^{A\rightarrow B} = I[f(y^A)] - I[f(y_{\beta\epsilon}^{A\rightarrow B})] \quad (6)$$

La limitación principal de esta metodología es que corresponde a un análisis de equilibrio parcial, centrado en la oferta laboral, y con estructuras de retorno fijas. Por ejemplo, no sirve para estimar cuánto cambia la estructura de los salarios una vez se reduce el exceso de demanda de mano de obra especializada. En cambio, sí permite saber cuál sería el efecto *directo* o *parcial* de un cambio en la estructura de salarios en la distribución del ingreso. Los resultados deben, por tanto, interpretarse con cuidado y en ningún caso asumir que se trata de efectos de largo plazo o equilibrio general.

En la línea de los ejercicios contrafactuales basados en microsimulaciones paramétricas, Juhn, Murphy y Pierce (1993) proponen una metodología para simular la distribución de los ingresos salariales. Por su parte, Bourguignon y Ferreira (2004) amplían los objetivos y simulan el ingreso per cápita de los hogares. Para Colombia hay aplicaciones de estos dos tipos de descomposición en Tribín (2005) y Vélez *et al.* (2004), respectivamente. Mientras que en el primer caso el problema se limita a una ecuación lineal de ingreso salarial, para modelar el ingreso per cápita del hogar también se tienen en cuenta decisiones sobre el sector de ocupación, la educación y el número de niños en el hogar. La formulación empleada sigue de cerca la propuesta por Bourguignon y Ferreira (2004).

En este caso las variables exógenas X se dividen en dos grupos: las netamente exógenas (V), entre las cuales se encuentran la edad, el género, la pertenencia cultural y étnica a grupos afrodescendientes e indígenas, si es o no jefe de hogar, el género del jefe de hogar, y la asistencia a la escuela; y las semiexógenas (W), que incluyen ocupación, educación y número de niños en el hogar⁷. El ingreso del h -ésimo hogar (y_h) depende de ambas. A su vez, las variables semiexógenas dependen de las netamente exógenas:

$$y_h = G[V, W, \varepsilon; \Omega] \quad (7)$$

$$W = H[V, \eta; \phi] \quad (8)$$

Donde Ω y ϕ son vectores de parámetros y ε y η , variables aleatorias. A continuación se describen brevemente las formas funcionales de G y H .

El ingreso per cápita del h -ésimo hogar (y_h) es igual a la suma de los ingresos laborales de los i individuos ocupados en el sector j , (y_{hi}^j), y de los ingresos no laborales del hogar (y_{0h}), dividido por el número de personas en el hogar⁸ (n_h):

$$y_h = \frac{1}{n_h} \left[\sum_{i=1}^{n_h^n} \sum_{j=1}^J (I_{hi}^j y_{hi}^j) + y_{0h} \right] \quad (9)$$

Hay J variables indicadoras I_{hi}^j que son iguales a 1 si el individuo i (en edad de trabajar) está ocupado en el sector j correspondiente, y 0 en otro caso. Se cuenta como niño (n_h^n) a todo miembro del hogar que no se encuentre en edad de trabajar (n_h^a), independientemente de su relación con el jefe de hogar, esto equivale a decir que: $n_h = n_h^n + n_h^a$.

Tanto para los trabajadores asalariados como para los independientes, y también en el caso de los ingresos no laborales del hogar⁹, se estiman modelos log-lineales de ingreso en función de las variables exógenas (V) y semiexógenas (W) concatenadas en X_{hi} :

$$\log y_{hi}^j = X_{hi} \Omega^j + \varepsilon_{hi}^j \quad (10)$$

⁷ No necesariamente el número de niños en el hogar coincide con el número de hijos del jefe de hogar.

⁸ En este documento se entiende por hogar la unidad de gasto, que incluye a todos los miembros del hogar distintos de empleados domésticos, inquilinos y otros empleados.

⁹ Los ingresos no laborales incluyen subsidios familiares y personales, pensiones y rentas.

Las decisiones ocupacionales reflejadas en las variables I_{hi}^j así como las decisiones de educación (Edu_{hi}) y de número de niños en el hogar (n_h^n) se estiman con modelos tipo logit multinomial. Se definen tres categorías para decisiones ocupacionales y de educación y cuatro en el caso del número de niños (véase Cuadro 1). Siguiendo a Vélez *et al.* (2004), se distinguen asalariados de independientes y se agrupan en una sola categoría a inactivos, desempleados y ocupados no remunerados¹⁰. En adelante, las tres categorías de nivel educativo se denominarán bajo, medio y alto. Véase el Anexo 1 para mayor detalle en cuanto a las distribuciones de ε y η , las estimaciones y las simulaciones de los ingresos y las decisiones de los agentes.

CUADRO 1. CATEGORÍAS DE LAS VARIABLES SEMIEXÓGENAS

		VARIABLE		
		OCUPACIÓN	EDUCACIÓN	NIÑOS/HOGAR
Categoría	1	Sin ingreso	Hasta primaria	0
	2	Asalariado	Hasta media o secundaria	1
	3	Independiente	Profesional o superior	2
	4	.	.	3 o más

Fuente: elaborado por el autor.

En el presente estudio se busca comprender por qué hay ciudades que, a pesar de destacarse por sus altos niveles de desarrollo, se encuentran entre las más desiguales¹¹. Bogotá es un buen ejemplo. Se trata de la ciudad más poblada y con

¹⁰ En general, los estudios que emplean esta metodología agrupan a los individuos que no tienen ingresos. Gasparini, Marchionni y Sosa Escudero (2004) proponen la siguiente justificación: “Para las medidas de desigualdad, es irrelevante si el individuo tiene un ingreso igual a cero porque está desempleado o porque no está buscando trabajo”. Una alternativa no explorada en este documento, pero que podría ser parte de una agenda futura de investigación, es ubicar en una categoría aparte a los desempleados y estimar y simular dos decisiones anidadas de los agentes, la de participación en el mercado laboral y la de empleo (por ejemplo, con un logit anidado). Tal aproximación permitiría aislar los efectos distributivos del desempleo. Esta idea surgió durante la elaboración del presente documento, pero no se desarrolló dada la complejidad de la simulación de un proceso tal.

¹¹ Es posible distinguir en la literatura internacional dos tipos de preguntas que se intentan responder con esta metodología. La primera de ellas es: ¿cuáles son los factores que explican un cambio (en general, un retroceso) en la distribución del ingreso durante un intervalo de tiempo? Entre otros, este es el caso de Ferreira y Paes de Barros (2004), Gasparini, Marchionni y Sosa Escudero (2004), Vélez *et al.* (2004) y Alatas y Bourguignon (2004). La segunda pregunta es: ¿cuáles son los factores que explican que un país o una región sea más o menos desigual que otro? Entre los documentos revisados que tienen problemáticas de este tipo se encuentran Bourguignon, Ferreira y Leite (2004), quienes comparan a Brasil con Estados Unidos y México, y Zacaria y Zoloa (2006), que evalúan las diferencias entre regiones de Argentina.

mayor producción del país. Cuenta también con el ingreso per cápita más alto y con indicadores de cobertura en servicios básicos y educación muy por encima de la media nacional. Sin embargo, y más allá de los buenos resultados del habitante promedio de la capital, la distribución del ingreso de la capital es altamente desigual. En efecto, el coeficiente de Gini del ingreso per cápita de los hogares de la capital es en promedio tres puntos mayor al de las otras veintidós ciudades principales¹². Además, Bogotá aporta alrededor del 32% de la desigualdad intraregional del ingreso per cápita del los hogares del país, y el 71% si sólo se tienen en cuenta las veintitrés ciudades estudiadas¹³.

En vista de la importancia del caso bogotano y de las características de la metodología, en este estudio se aborda el tema descomponiendo las diferencias en distribución entre la capital y *cada una* de las demás ciudades principales¹⁴. Otra alternativa sería descomponer las diferencias entre las ciudades y el promedio nacional. Sin embargo, las conclusiones parecen más intuitivas si se compara siempre con una ciudad en particular. En la práctica se estiman modelos para cada ciudad y se simula en cada caso lo que ocurriría si se tomaran algunas o todas las estructuras de retornos y decisiones y/o las distribuciones de los componentes no observados de la capital. Una vez simulado el ingreso de cada individuo y cada hogar, es posible construir distribuciones contrafactuales por ciudad y también distribuciones contrafactuales en el nivel nacional.

Dada la metodología empleada, es posible evaluar los efectos *directos* o *parciales* de cambiar cualquiera de las tres fuentes de diferencia entre distribuciones para distintas medidas de ingreso. Este documento se enfoca en los efectos de la estructura de retornos y decisiones y los componentes no observados sobre los ingresos de los asalariados, los ingresos de los ocupados, que incluyen los ingresos laborales de asalariados e independientes, y los ingresos per cápita de los hogares¹⁵. Mientras que en los salarios sólo se modela una ecuación de ingresos, para estudiar los efectos sobre la distribución del ingreso de los ocupados también se deben tener en cuenta las decisiones ocupacionales y los ingresos de los independientes. Los ingresos per cápita dependen además de los ingresos no laborales del hogar y se ven afectados de manera directa por el número de niños

¹² Cálculos propios con base en EIG 2006-2007.

¹³ Véase Bonilla (2008), publicado en este libro p. 33. Por su parte, Garza (2008) encontró que la capital aporta el 18% de las diferencias interdepartamentales, seguida por Antioquia con 12%.

¹⁴ Esta también es la estrategia de Zacaría y Zoloa (2006), quienes compararon las distintas regiones de Argentina con el Gran Buenos Aires.

¹⁵ No se hacen ejercicios en los que se modifiquen las características netamente exógenas. Recuérdese que entre las decisiones modeladas se encuentran ocupación, educación y número de niños.

en el hogar. Los parámetros estimados de algunos de los modelos estimados pueden consultarse en el Anexo 2. En las siguientes dos secciones se evalúan los resultados del ejercicio.

III. RESULTADOS AGREGADOS DE VEINTITRÉS CIUDADES PRINCIPALES: ¿POR QUÉ BOGOTÁ ES UNA DE LAS CIUDADES MÁS DESIGUALES?

Si bien se estiman los ingresos y se simulan las distribuciones ciudad por ciudad, en este documento se ha optado por evaluar primero los resultados agregados de las veintitrés ciudades. Se sigue este orden porque resulta más intuitivo introducir los distintos factores de las diferencias en distribución en un esquema más agregado. El objetivo principal de esta sección es responder a la siguiente pregunta: ¿por qué Bogotá es una de las ciudades más desiguales? La estrategia seguida consiste en modelar cómo sería la distribución del ingreso de los habitantes urbanos de Colombia si las ciudades consideradas compartieran algunas de las características de Bogotá.

Vale la pena recordar en este punto un concepto que resulta de gran importancia a la hora de interpretar los resultados agregados en el nivel nacional. Las distintas medidas de desigualdad pueden descomponerse aditivamente por subgrupos, identificando, por ejemplo, cuánto de la desigualdad total proviene de las diferencias entre regiones y cuánto de las desigualdades se genera al interior de cada región. Shorrocks (1984) muestra que el índice de Theil total T es igual a la suma de la intradesigualdad T_w y de la interdesigualdad T_B : $T = T_w + T_B$. Lo que debe esperarse en este ejercicio es que la simulación de ciudades más homogéneas en cuanto a mercado laboral, sistema educativo y/o decisiones demográficas reduzca las diferencias entre el ingreso promedio de las ciudades T_B . Esto puede reforzar o contrarrestar los movimientos de la desigualdad de cada ciudad T_w .

Los cuadros siguientes reportan el cambio porcentual de estadísticos de las distintas distribuciones del ingreso simuladas con respecto a la observada. En orden se presentan para la población total, el ingreso promedio, el índice de Theil, el coeficiente de Gini y el aporte de la interdesigualdad a la desigualdad total T_B/T . Además, se reporta el promedio simple del cambio porcentual de la desigualdad de las veintitrés ciudades, que aproxima cuánto cambió la desigualdad ciudad por ciudad. Las diferencias entre el comportamiento de la desigualdad total y del promedio de la desigualdad de las ciudades pueden provenir de dos fuentes, la interdesigualdad o el peso de cada ciudad dentro de la población total.

A. RESULTADOS AGREGADOS PARA EL INGRESO DE LOS ASALARIADOS

El Cuadro 2 presenta los resultados correspondientes a la distribución del ingreso salarial de las veintitrés ciudades principales de Colombia y en este caso se realizan seis ejercicios contrafactuales. Simular la estructura de salarios implica tomar para cada ciudad el conjunto de los coeficientes de la ecuación de ingresos salariales de Bogotá $f(y_{\beta^{sal}}^{(\cdot) \rightarrow Bog})$. Por su parte, simular educación y número de niños en el hogar implica tomar para cada ciudad el conjunto de los coeficientes y la distribución de los residuos de las ecuaciones de educación y de niños de Bogotá, respectivamente $f(y_{\phi_{edu}, \eta_{edu}}^{(\cdot) \rightarrow Bog})$ y $f(y_{\phi_{niños}, \eta_{niños}}^{(\cdot) \rightarrow Bog})$. En los primeros tres ejercicios se conserva el término residual de la ecuación de ingreso salarial de cada ciudad, mientras que en los últimos tres se reescala este término con la varianza de los residuos estimada para Bogotá $f(y_{\epsilon^{sal}}^{(\cdot) \rightarrow Bog})$.

Lo primero que debe notarse es que, como se esperaba, el aporte de la interdesigualdad a la desigualdad total disminuye en las simulaciones hasta en 91,7%, y que el cambio es mayor en la medida en que se simulan más factores. Así mismo, el ingreso salarial promedio nacional aumenta consistentemente. En ambas medidas, el aporte más importante se registra con la simulación de la estructura de salarios y de la educación. Modelar el número de niños tiene un impacto marginal. En general, la distribución se deteriora aun cuando la caída de la interdesigualdad contrarresta esta tendencia. Sin embargo, mientras que al mantener la distribución del componente no observado de la ecuación de ingreso original, el gran salto se da al simular la educación, en el caso contrario tanto la estructura de salarios como la educación son factores importantes de desigualdad y el cambio total es un poco menor. Así pues, los factores fundamentales de las diferencias distributivas en el ingreso salarial entre Bogotá y las demás ciudades son la educación y la estructura salarial.

Para comprender los mecanismos a través de los cuales la estructura salarial de Bogotá es más desigual que la de otras ciudades se pueden realizar ejercicios contrafactuales en los que se simula sólo un subconjunto k de los parámetros de la ecuación de retornos, dejando el resto inalterados $f(y_{\beta_k^{sal}}^{(\cdot) \rightarrow Bog})$. En particular, interesa saber cuánto del efecto distributivo de la estructura salarial puede atribuirse a los retornos a la educación. El Cuadro 3 reporta los resultados de simular únicamente los parámetros de la ecuación de salarios correspondientes a los retornos a la educación.

CUADRO 2. MICROSIMULACIONES DE LOS SALARIOS DE LAS VEINTITRÉS PRINCIPALES CIUDADES DE COLOMBIA

DISTRIBUCIÓN DEL COMPONENTE NO OBSERVADO DE ECUACIÓN DE SALARIOS ORIGINAL			
	ESTRUCTURA DE SALARIOS	ESTRUCTURA DE SALARIOS Y EDUCACIÓN	ESTRUCTURA SALARIAL, EDUCACIÓN Y NIÑOS
Promedio	9,2 %	13,9 %	14,5 %
Theil	-1,9 %	10,2 %	10,7 %
Gini	0,3 %	6,6 %	6,9 %
% interdesigualdad	-67,6 %	-90,9 %	-91,7 %
% promedio Theil ciudades	0,4 %	33,0 %	34,5 %

DISTRIBUCIÓN DEL COMPONENTE NO OBSERVADO DE ECUACIÓN DE SALARIOS SIMULADA			
	ESTRUCTURA DE SALARIOS	ESTRUCTURA DE SALARIOS Y EDUCACIÓN	ESTRUCTURA SALARIAL, EDUCACIÓN Y NIÑOS
Promedio	12,6 %	13,2 %	13,6 %
Theil	5,4 %	8,7 %	8,9 %
Gini	3,8 %	5,9 %	6,1 %
% interdesigualdad	-80,7 %	-88,8 %	-89,8 %
% promedio Theil ciudades	16,1 %	26,3 %	27,2 %

Fuente: cálculos propios con base en EIG 2006-2007.

CUADRO 3. MICRODESCOMPOSICIÓN DE RETORNOS A LA EDUCACIÓN EN LOS SALARIOS DE LAS VEINTITRÉS PRINCIPALES CIUDADES DE COLOMBIA

DISTRIBUCIÓN DEL COMPONENTE NO OBSERVADO ORIGINAL		
	ESTRUCTURA DE SALARIOS	RETORNOS A EDUCACIÓN
Promedio	9,2 %	-0,2 %
Theil	-1,9 %	6,1 %
Gini	0,3 %	6,6 %
% interdesigualdad	-67,6 %	29,5 %
% promedio Theil ciudades	0,4 %	13,1 %

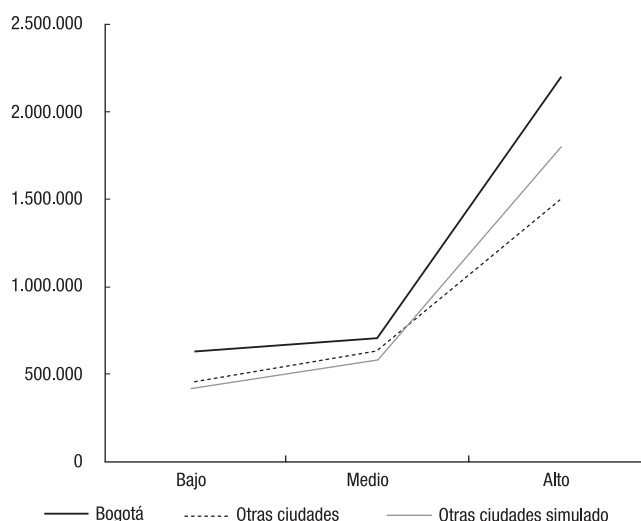
DISTRIBUCIÓN DEL COMPONENTE NO OBSERVADO SIMULADA		
	ESTRUCTURA DE SALARIOS	RETORNOS A EDUCACIÓN
Promedio	12,6 %	2,8 %
Theil	5,4 %	12,8 %
Gini	3,8 %	3,5 %
% interdesigualdad	-80,7 %	3,7 %
% promedio Theil ciudades	16,1 %	29,0 %

Fuente: cálculos propios con base en EIG 2006-2007.

Se encuentra que simular los retornos a la educación de Bogotá, dejando el resto de la estructura salarial inalterada, afecta poco el salario promedio pero mucho la desigualdad. En efecto, tanto el índice de Theil como el coeficiente de Gini de las veintitrés ciudades aumentan más simulando sólo los retornos a la educación que simulando la estructura salarial completa.

El hecho de que los retornos a la educación tengan efectos regresivos tan importantes en las ciudades puede reflejar que el exceso de demanda de mano de obra con educación superior (que creció durante las últimas décadas en Colombia) no es igual en todas las ciudades. El Gráfico 2 presenta el promedio observado de los salarios por nivel educativo para Bogotá y el resto de las ciudades, y el promedio por nivel de educación del resto de las ciudades simulado¹⁶. Se observa que la brecha salarial entre los salarios de los más educados y el resto de los salarios es más amplia en Bogotá, y que en las simulaciones esta crece también. Esto ratifica la hipótesis de que el exceso de demanda por mano de obra con educación superior es mayor en la capital.

GRÁFICO 2. PROMEDIO DE SALARIOS POR NIVEL DE EDUCACIÓN EN BOGOTÁ Y OTRAS CIUDADES PRINCIPALES (OBSERVADO Y SIMULADO) EN PESOS CORRIENTES



Fuente: cálculos propios con base en EIG 2006-2007.

¹⁶ El ejercicio a partir del cual se construyen estos promedios es aquel en el que sólo se simula la estructura de salarios.

Cabe anotar que estos resultados no excluyen un argumento complementario como el siguiente: existen diferencias importantes en la *calidad* de la educación superior tanto entre ciudades como al interior de ellas, y los mayores salarios reflejan, además de excesos de demanda, niveles distintos de productividad. El Cuadro 4 puede ilustrar este punto. Los habitantes de la capital tienen mayor dispersión en salarios en cada categoría educativa, esto es particularmente cierto en el caso de los individuos con educación superior. Nótese que al simular en todas las ciudades la distribución del componente no observado de la capital, se potencia el efecto regresivo de la estructura salarial y en particular de los retornos a la educación. Lo anterior indica que existen factores distintos a la “cantidad” de educación (y al resto de variables modeladas), que tienen efectos regresivos importantes sobre los salarios y su distribución. Sin embargo, no hay evidencia para concluir que la calidad de la educación sea el principal de estos componentes.

CUADRO 4. COEFICIENTE DE VARIACIÓN DE INGRESOS SALARIALES POR NIVEL DE EDUCACIÓN EN BOGOTÁ Y OTRAS CIUDADES

EDUCACIÓN	BOGOTÁ	OTRAS CIUDADES
Baja	1,31	0,59
Media	1,07	0,81
Alta	1,34	0,96

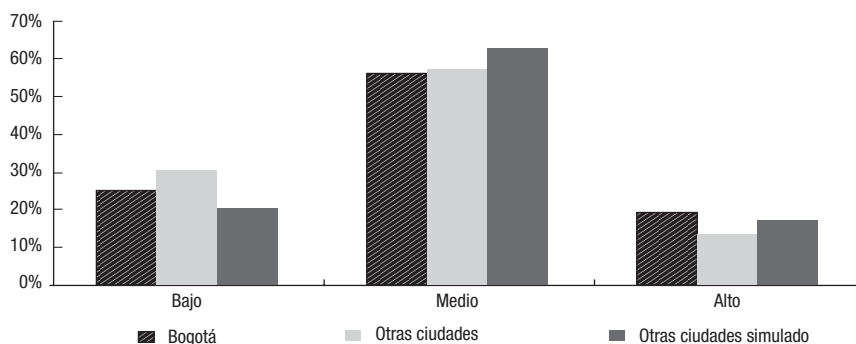
Fuente: cálculos propios con base en EIG 2006-2007.

El otro factor importante a la hora de explicar las diferencias en las distribuciones de los salarios entre ciudades son el tipo de dotaciones educativas y su interacción con la estructura de salarios. Como puede verse en el Gráfico 3, la capital tiene una mayor proporción de profesionales y posgraduados que las otras ciudades principales, y una menor proporción de personas con nivel bajo de educación. En la simulación, la proporción de personas de las demás ciudades en edad de trabajar con educación media y alta aumenta. ¿Cómo puede una mejor dotación en educación ser un factor de desigualdad en los salarios? Una solución a esta paradoja puede ser la siguiente: por más que la capital cuente con una mayor cantidad de personas con educación superior, todavía no son suficientes y persiste un importante exceso de demanda. Como ya se estudió, esto se ve reflejado en retornos a la educación con brechas importantes. En estas condiciones, cualquier mejora en las dotaciones educativas tiene efectos regresivos.

¿Puede este resultado suponer que las políticas educativas orientadas a aumentar la cantidad de profesionales van a tener efectos regresivos? No, pues, como se mencionó en la Sección II, una limitación fundamental de

la metodología empleada es que se suponen estructuras salariales fijas y no permite evaluar los efectos de la educación sobre los salarios en el mediano y largo plazos. Pero sí puede afirmarse que aumentar la oferta de mano de obra calificada a los niveles de Bogotá en todas las ciudades del país potenciaría el efecto *directo* regresivo de los retornos a la educación. Una vez superado el umbral de la demanda de mano de obra profesional, se esperaría que las políticas educativas orientadas a aumentar la cobertura volverían a tener efectos progresivos sobre los ingresos salariales.

GRÁFICO 3. PORCENTAJE DE PERSONAS EN EDAD DE TRABAJAR EN BOGOTÁ Y OTRAS CIUDADES PRINCIPALES (OBSERVADO Y SIMULADO) POR NIVEL EDUCATIVO



Fuente: cálculos propios con base en EIG 2006-2007.

B. RESULTADOS AGREGADOS PARA EL INGRESO DE LOS OCUPADOS

Para estudiar efectos distributivos sobre el ingreso de los ocupados, en los que se incluye tanto a asalariados como a independientes, también es necesario simular los parámetros y la distribución del componente no observado de la ecuación de ingreso de los independientes $(f(y_{\beta^{ind}}^{(-) \rightarrow Bog}) \text{ y } f(y_{\epsilon^{ind}}^{(-) \rightarrow Bog}))$ y la decisión ocupacional de las personas en edad de trabajar $(f(y_{\phi_{ocu}}^{(-) \rightarrow Bog}))$. El Cuadro 5 reporta los resultados de catorce ejercicios contrafactuales correspondientes a la distribución del ingreso de los ocupados de las veintitrés ciudades principales de Colombia. Los resultados se clasifican en dos bloques que se diferencian porque en el primero no se simula la estructura ocupacional mientras que en el segundo sí.

CUADRO 5. MICROSIMULACIONES DE LOS INGRESOS DE OCUPADOS DE LAS VEINTITRÉS PRINCIPALES CIUDADES DE COLOMBIA

DISTRIBUCIONES DEL COMPONENTE NO OBSERVADO DE LAS ECUACIONES DE INGRESO ORIGINALES							
	ESTRUCTURA DE RETORNOS	ESTRUCTURA DE RETORNOS Y EDUCACIÓN	ESTRUCTURA DE RETORNOS, EDUCACIÓN Y NIÑOS	ESTRUCTURA OCUPACIONAL	ESTRUCTURA OCUPACIONAL Y DE RETORNOS	ESTRUCTURA OCUPACIONAL, DE RETORNOS Y EDUCACIÓN	ESTRUCTURA OCUPACIONAL, DE RETORNOS, EDUCACIÓN Y NIÑOS
Promedio	7,4%	17,4%	18,0%	2,3%	9,1%	21,9%	22,9%
Theil	-3,4%	9,5%	10,0%	-10,2%	-13,9%	-5,3%	-6,4%
Gini	-1,3%	4,5%	4,7%	-4,9%	-5,7%	-0,4%	-0,6%
Porcentaje interdesigualdad	-76,5%	-91,2%	-91,8%	-45,9%	-84,3%	-92,1%	-92,5%
Porcentaje promedio Theil ciudades	-0,2%	26,8%	28,0%	-18,0%	-15,7%	1,9%	-0,7%
DISTRIBUCIONES DEL COMPONENTE NO OBSERVADO DE LAS ECUACIONES DE INGRESO SIMULADAS							
	ESTRUCTURA DE RETORNOS	ESTRUCTURA DE RETORNOS Y EDUCACIÓN	ESTRUCTURA DE RETORNOS, EDUCACIÓN Y NIÑOS	ESTRUCTURA OCUPACIONAL	ESTRUCTURA OCUPACIONAL Y DE RETORNOS	ESTRUCTURA OCUPACIONAL, DE RETORNOS Y EDUCACIÓN	ESTRUCTURA OCUPACIONAL, DE RETORNOS, EDUCACIÓN Y NIÑOS
Promedio	13,9%	21,2%	21,7%	7,6%	17,7%	25,5%	25,6%
Theil	1,8%	5,3%	5,5%	-8,8%	-8,0%	-6,8%	-6,6%
Gini	1,0%	2,9%	3,0%	-3,9%	-2,6%	-0,9%	-0,7%
Porcentaje interdesigualdad	-85,0%	-93,8%	-94,4%	-52,0%	-90,8%	-92,4%	-92,5%
Porcentaje promedio Theil ciudades	9,5%	19,6%	20,2%	-13,9%	-5,8%	-1,0%	-0,6%

Fuente: cálculos propios con base en EIG 2006-2007.

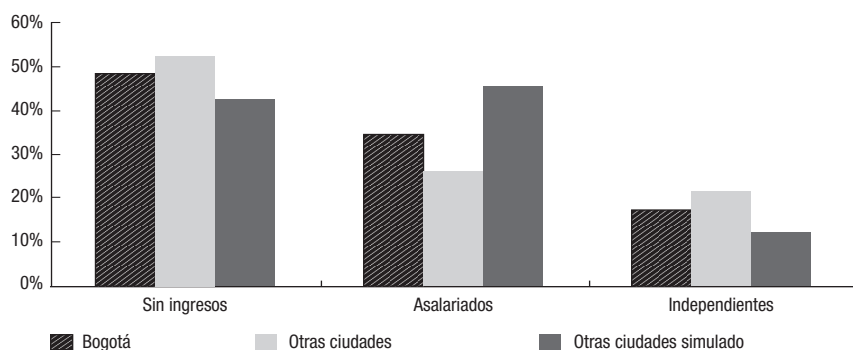
En el primer bloque de ejercicios contrafactuales los resultados son similares a los obtenidos para la distribución de los ingresos salariales. En efecto, los principales determinantes de la caída en la interdesigualdad y el aumento en el ingreso ocupacional siguen siendo la estructura de retornos y la educación. En la mayor parte de los casos, la desigualdad de las ciudades y la desigualdad total aumentan, aún manteniéndose las distribuciones del componente no observado de las ecuaciones de ingreso. Simular el componente no observado amplifica el efecto regresivo de la estructura de retornos.

Por su parte, simular únicamente las decisiones ocupacionales provoca cambios de menor magnitud pero igual sentido en la interdesigualdad y el ingreso promedio, y una reducción importante de la desigualdad en las ciudades y también de la desigualdad total. Cuando se simulan al tiempo las estructuras de ocupación y retornos, se reduce notablemente el aporte de la interdesigualdad. Hay dos escenarios en cuanto a la distribución total: si se toma la distribución original de los componentes no observados, estos cambios refuerzan el efecto progresivo

que había mostrado tener la estructura ocupacional; en caso contrario, lo que se obtiene es un efecto progresivo pero de menor magnitud. Introducir además de la estructura de retornos, la educación y, en menor medida, el número de niños, aumenta significativamente el ingreso promedio pero también deteriora la distribución. En síntesis, la estructura ocupacional bogotana tiene efectos redistributivos que interactúan con aquellos de la estructura de retornos y contrarrestan en todos los casos los de la educación.

Surge la pregunta: ¿por qué se reduce la desigualdad al simular la estructura ocupacional de Bogotá en las demás ciudades? En el Gráfico 4 se puede ver que la capital cuenta con una menor proporción de personas en edad de trabajar sin ingresos o independientes y una mayor proporción de asalariados. En parte, esto se debe a que la proporción de mujeres clasificadas como *sin ingresos* es mucho menor en la capital (55,4%) que en el resto de las ciudades (59%). En la simulación aumenta el número de asalariados y se reducen tanto aquellos sin ingresos como los independientes de las demás ciudades.

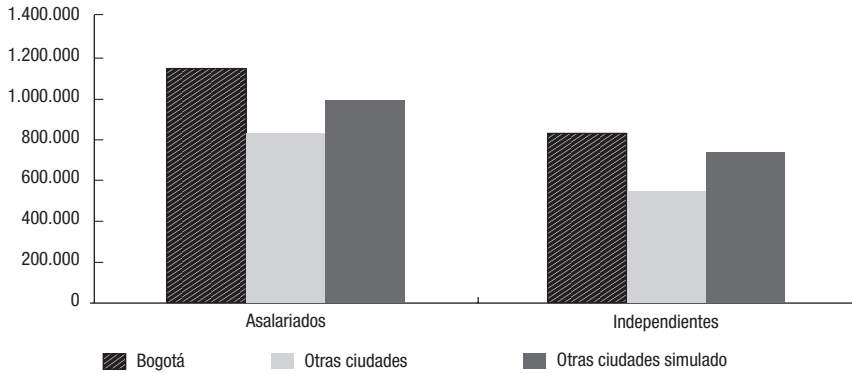
GRÁFICO 4. PORCENTAJE DE PERSONAS EN EDAD DE TRABAJAR EN BOGOTÁ Y OTRAS CIUDADES PRINCIPALES (OBSERVADO Y SIMULADO) POR DECISIÓN OCUPACIONAL^a



^a Estructura ocupacional simulada tomando educación y niños en el hogar observados. Fuente: cálculos propios con base en EIG 2006-2007.

El Gráfico 5 muestra que, en promedio, los asalariados reportan mayores ingresos que los independientes y que esta brecha es menor en la capital (1,38 veces contra 1,51 en las demás ciudades principales). Vale la pena mencionar aquí que una proporción no despreciable de los clasificados como independientes hacen parte del sector informal. Lo que sucede al simular la estructura de retornos de Bogotá es que se reduce la brecha entre asalariados e independientes en la demás ciudades.

GRÁFICO 5. INGRESO PROMEDIO DE ASALARIADOS E INDEPENDIENTES EN BOGOTÁ Y OTRAS CIUDADES PRINCIPALES (OBSERVADO Y SIMULADO) EN PESOS^a



^a Estructura de retornos simulada tomando educación y niños en el hogar observados.
Fuente: cálculos propios con base en EIG 2006-2007.

Existen dos mecanismos complementarios a través de los cuales estas decisiones ocupacionales pueden reducir la desigualdad. En primer lugar, y dado que el grupo de asalariados es más grande que el de los independientes, se esperaría que todo aumento en la cantidad de asalariados homogenizara los ingresos de la población total. Para que esto no sucediera así, se tendría que tener una dispersión de ingresos significativamente mayor en los asalariados que en los independientes y este no parece ser el caso. En segundo lugar, al simular la estructura de retornos, la menor brecha entre ingresos de asalariados e independientes de Bogotá se replica en el resto de las ciudades y así se complementa el primer efecto mencionado.

Concluyendo, a mayor nivel de ocupación y, particularmente, a mayor proporción de asalariados, mejor distribución. Esto implica, entre otras cosas, que las políticas de generación de empleo y en especial de empleos asalariados (formales) tienen efectos *directos* progresivos. Sin embargo, el anterior resultado debe interpretarse con cautela. De la misma manera en que la metodología no permite modelar los efectos de un aumento en los niveles de educación sobre los salarios, tampoco es posible simular la cantidad demandada de trabajo.

C. RESULTADOS AGREGADOS PARA INGRESO PER CÁPITA DE LOS HOGARES

Como se vio en la Sección II, el ingreso per cápita del hogar agrega todos los ingresos laborales de sus integrantes y los ingresos no laborales. Por tanto, en este caso se debe simular también la distribución del componente no observado de la ecuación de los ingresos no laborales del hogar, es decir, $f\left(y_{\beta^{nolab}}^{(\cdot) \rightarrow Bog}\right)$ y $f\left(y_{\epsilon^{nolab}}^{(\cdot) \rightarrow Bog}\right)$. Además, los ingresos per cápita se ven directamente afectados por el número de personas que hacen parte del hogar, específicamente el número de niños. El Cuadro 6 presenta los resultados de veintiséis ejercicios contrafactuales de la distribución del ingreso per cápita de los hogares, clasificados en cuatro bloques.

CUADRO 6A. MICROSIMULACIONES DEL INGRESO PER CÁPITA DE LOS HOGARES DE LAS VEINTITRÉS PRINCIPALES CIUDADES DE COLOMBIA

	DISTRIBUCIONES DEL COMPONENTE NO OBSERVADO DE LAS ECUACIONES DE INGRESO ORIGINALES		
	ESTRUCTURA DE RETORNOS	ESTRUCTURA DE RETORNOS Y EDUCACIÓN	ESTRUCTURA DE RETORNOS, EDUCACIÓN Y NIÑOS
Promedio	8,1%	17,1%	21,3%
Theil	-3,6%	3,4%	5,9%
Gini	-1,4%	1,8%	2,9%
Porcentaje interdesigualdad	-52,4%	-68,4%	-77,3%
Porcentaje promedio Theil ciudades	-1,7%	13,3%	18,8%
	DISTRIBUCIONES DEL COMPONENTE NO OBSERVADO DE LAS ECUACIONES DE INGRESO SIMULADAS		
	ESTRUCTURA DE RETORNOS	ESTRUCTURA DE RETORNOS Y EDUCACIÓN	ESTRUCTURA DE RETORNOS, EDUCACIÓN Y NIÑOS
Promedio	9,8%	15,6%	19,6%
Theil	-1,6%	1,1%	3,3%
Gini	-0,5%	1,0%	2,0%
Porcentaje interdesigualdad	-57,3%	-67,3%	-77,8%
Porcentaje promedio Theil ciudades	4,0%	10,7%	15,8%

Fuente: cálculos propios con base en EIG 2006-2007.

En el primero de ellos no se simulan ni decisiones ocupacionales ni ingresos no laborales. En el segundo se simulan los efectos de los cambios en las decisiones ocupacionales. En el tercero se simulan los ingresos no laborales. Las últimas cuatro simulaciones presentan ejercicios en los que se simulan al tiempo los ingresos no laborales y las estructuras ocupacional y de retornos.

Es importante anotar que agregar distintas fuentes de ingreso que han sido simuladas de manera independiente dificulta la interpretación de los resultados. Por ejemplo, no siempre es cierto que el aporte de la intravarianza se reduzca en la medida en que se simulen más factores. Esto puede verse en el tercero y cuarto bloques de ejercicios cuando se incluye entre las variables simuladas

DISTRIBUCIONES DEL COMPONENTE NO OBSERVADO DE LAS ECUACIONES DE INGRESO ORIGINALES			
ESTRUCTURA OCUPACIONAL	ESTRUCTURA OCUPACIONAL Y DE RETORNOS	ESTRUCTURA OCUPACIONAL, DE RETORNOS Y EDUCACIÓN	ESTRUCTURA OCUPACIONAL, DE RETORNOS, EDUCACIÓN Y NIÑOS
1,8%	17,1%	30,8%	36,6%
-0,9%	-14,8%	-11,8%	-9,2%
0,3%	-6,6%	-4,0%	-2,3%
-14,5%	-77,3%	-76,9%	-76,5%
-2,2%	-20,2%	-12,1%	-6,6%
DISTRIBUCIONES DEL COMPONENTE NO OBSERVADO DE LAS ECUACIONES DE INGRESO SIMULADAS			
ESTRUCTURA OCUPACIONAL	ESTRUCTURA OCUPACIONAL Y DE RETORNOS	ESTRUCTURA OCUPACIONAL, DE RETORNOS Y EDUCACIÓN	ESTRUCTURA OCUPACIONAL, DE RETORNOS, EDUCACIÓN Y NIÑOS
2,2%	19,1%	30,3%	35,8%
-0,9%	-13,4%	-12,8%	-10,4%
0,4%	-5,6%	-4,4%	-2,7%
-13,9%	-78,8%	-75,3%	-76,2%
-1,6%	-17,7%	-14,3%	-8,9%

(Continúa)

CUADRO 6.B. MICROSIMULACIONES DEL INGRESO PER CÁPITA DE LOS HOGARES DE LAS VEINTITRÉS PRINCIPALES CIUDADES DE COLOMBIA (continuación)

	DISTRIBUCIONES DEL COMPONENTE NO OBSERVADO DE LAS ECUACIONES DE INGRESO ORIGINALES		
	INGRESOS NO LABORALES	INGRESOS NO LABORALES, ESTRUCTURA DE RETORNOS	INGRESOS NO LABORALES, ESTRUCTURA DE RETORNOS EDUCACIÓN
Promedio	11,3%	15,8%	31,9%
Theil	2,2%	-1,0%	14,5%
Gini	0,7%	-0,2%	5,9%
Porcentaje interdesigualdad	-66,3%	-77,0%	-74,9%
Porcentaje promedio Theil ciudades	14,9%	6,1%	31,0%
	DISTRIBUCIONES DEL COMPONENTE NO OBSERVADO DE LAS ECUACIONES DE INGRESO SIMULADAS		
	INGRESOS NO LABORALES	INGRESOS NO LABORALES, ESTRUCTURA DE RETORNOS	INGRESOS NO LABORALES, ESTRUCTURA DE RETORNOS EDUCACIÓN
Promedio	11,3%	17,6%	28,1%
Theil	2,2%	2,0%	9,4%
Gini	0,7%	0,7%	4,1%
Porcentaje interdesigualdad	-66,3%	-86,9%	-86,4%
Porcentaje promedio Theil ciudades	14,9%	15,2%	29,3%

Fuente: cálculos propios con base en EIG 2006-2007.

la educación y el número de niños en el hogar. Lo que sigue siendo cierto es que a mayor cantidad de factores simulados, mayor ingreso promedio, aun cuando la magnitud del cambio dependa mucho del ejercicio. El efecto sobre el ingreso promedio de los ingresos no laborales es mayor que el de la estructura de retornos, y este a su vez es mayor que el de las decisiones ocupacionales.

En ciertos aspectos los resultados del primer bloque de ejercicios son similares a los hallados en el caso de los ingresos de los asalariados y de los ocupados. En la medida en que aumentan los factores simulados, el promedio del ingreso aumenta, el aporte de la interdesigualdad disminuye y los factores determinantes de estos movimientos son la estructura de retornos y la educación. Por su parte, las medidas de desigualdad caen levemente frente al cambio en la estructura de retornos (mucho menos en el caso en que se simula la

DISTRIBUCIONES DEL COMPONENTE NO OBSERVADO DE LAS ECUACIONES DE INGRESO ORIGINALES		
INGRESOS NO LABORALES, ESTRUCTURA DE RETORNOS EDUCACIÓN Y NIÑOS	INGRESOS NO LABORALES, ESTRUCTURA OCUPACIONAL Y DE RETORNOS	INGRESOS NO LABORALES, ESTRUCTURA OCUPACIONAL, DE RETORNOS, EDUCACIÓN Y NIÑOS
39,0%	24,8%	52,9%
15,2%	-11,5%	3,5%
6,5%	-5,0%	2,8%
-74,6%	-88,0%	-55,0%
31,9%	-12,4%	11,1%

DISTRIBUCIONES DEL COMPONENTE NO OBSERVADO DE LAS ECUACIONES DE INGRESO SIMULADAS		
INGRESOS NO LABORALES, ESTRUCTURA DE RETORNOS EDUCACIÓN Y NIÑOS	INGRESOS NO LABORALES, ESTRUCTURA OCUPACIONAL Y DE RETORNOS	INGRESOS NO LABORALES, ESTRUCTURA OCUPACIONAL, DE RETORNOS, EDUCACIÓN Y NIÑOS
35,1%	27,0%	49,7%
10,0%	-9,1%	-0,4%
4,8%	-4,0%	1,5%
-85,0%	-93,0%	-63,5%
29,6%	-6,4%	9,2%

distribución del componente no observado de las ecuaciones de ingresos), y repuntan fuertemente cuando se simula también la educación. Es de destacar que aumenta el aporte de simular los niños, lo que era de esperarse, dado que esta variable afecta directamente el ingreso per cápita.

Respecto al segundo bloque de ejercicios contrafactuales, se halla que simular únicamente las decisiones ocupacionales no tiene el efecto redistributivo que tenía en el caso del ingreso de los ocupados. En cambio, la interacción entre estructural ocupacional y de retornos sí reduce significativamente la desigualdad. La interacción entre estructura de retornos, decisión ocupacional y educación y número de niños en el hogar tiene efectos positivos e importantes sobre el ingreso promedio, y regresivos en cuanto a la desigualdad.

Los ejercicios del tercer bloque muestran que los ingresos no laborales tienen gran efecto sobre el ingreso per cápita promedio y el aporte de la interdesigualdad, y regresivo, aunque pequeño, en cuanto a la desigualdad. En la interacción entre los ingresos no laborales y la estructura de retornos se reduce el efecto regresivo de los ingresos no laborales, y se vuelve levemente progresivo si se toma la distribución del componente no observado original. De nuevo, la interacción entre estructuras de retornos y ocupación y educación y niños aumenta el ingreso promedio de un modo significativo. El elemento fuertemente regresivo de este bloque de ejercicios contrafactuales es la educación.

Los ejercicios con mayor cantidad de factores simulados se encuentran en el último bloque. Si las principales ciudades del país adoptan los ingresos no laborales y las estructuras ocupacionales y de retornos de Bogotá, manteniendo su educación y sus decisiones demográficas, la desigualdad total del ingreso per cápita de los hogares cae notablemente. Cuando se simulan también la educación y los niños, el ingreso promedio llega a su nivel máximo, la interdesigualdad aumenta y la desigualdad total alcanza niveles similares a los inicialmente observados. Es importante aclarar que en este caso, la caída en la interdesigualdad se compensa por aumentos en las desigualdades de cada ciudad y que las diferencias entre ciudades que persisten están asociadas en su mayor parte a las características netamente exógenas de los individuos.

La primera conclusión de estos ejercicios es que ni la estructura de retornos ni la estructura ocupacional ni los ingresos no laborales tienen por sí solos efectos importantes sobre la desigualdad del ingreso per cápita total de los hogares. El resultado puede sorprender si se tiene en cuenta que las estructuras de retornos y ocupacional sí tienen efectos distributivos sobre el ingreso de asalariados y ocupados. Sin embargo, debe recordarse que en los ingresos per cápita del hogar la reducción de la interdesigualdad es compensada por un aumento en la desigualdad en las distintas ciudades.

Las interacciones entre los factores que generaron los mayores niveles de desigualdad son las del primer bloque y las del tercero, en particular: estructura de retornos, educación y niños, $f\left(y_{\beta^{sal} \beta^{ind} \phi_{edu} \eta_{edu} \phi_{niños} \eta_{niños}}^{(\cdot) \rightarrow Bog}\right)$ e ingresos no laborales, estructura de retornos, educación y niños, $f\left(y_{\beta^{no lab} \beta^{sal} \beta^{ind} \phi_{edu} \eta_{edu} \phi_{niños} \eta_{niños}}^{(\cdot) \rightarrow Bog}\right)$. La interacción que lleva al escenario más equitativo se encuentra en el segundo bloque y es: estructura ocupacional y de retornos, $f\left(y_{\beta^{sal} \beta^{ind} \phi_{ocu} \eta_{ocu}}^{(\cdot) \rightarrow Bog}\right)$. Lo que parece estar sucediendo en el último ejercicio, en el que se simulan a la vez todos los factores y se alcanza el mayor ingreso promedio, es que el efecto regresivo de las primeras interacciones hace contrapeso al efecto progresivo de las segundas, lo que nos lleva a una situación similar a la observada.

En el apartado A se propuso un mecanismo a través del cual la interacción entre la estructura salarial y la educación puede ser regresiva. Igualmente, en el apartado B se expusieron razones por las cuales la interacción entre la estructura ocupacional y la estructura de retornos puede ser progresiva. Las últimas preguntas que se pretende responder en esta sección son: ¿por qué los ingresos no laborales refuerzan el efecto regresivo de la interacción entre estructura de retornos y educación?, y ¿por qué la interacción entre la estructura de retornos, ocupación y el número de niños tiene un efecto regresivo sobre la desigualdad?

El Cuadro 7 reporta para Bogotá y las demás ciudades las correlaciones simple y de Spearman entre los ingresos laborales y no laborales del hogar y también entre el ingreso per cápita del hogar y el número de niños. Así mismo, presenta los niveles de significancia de estas correlaciones. Respecto al efecto regresivo del ingreso no laboral, se observa que existe en Bogotá una correlación positiva y significativa entre los ingresos laborales y no laborales. Esto implica que los hogares que más ingresos tienen por concepto del trabajo de sus miembros (asalariados o independientes) también son los que más ingresos tienen por otras fuentes. En estas condiciones, y dado que los ingresos no laborales habían mostrado tener un efecto regresivo leve, es apenas de esperarse que los ingresos laborales simulados refuercen el efecto de la estructura de retornos y de la educación.

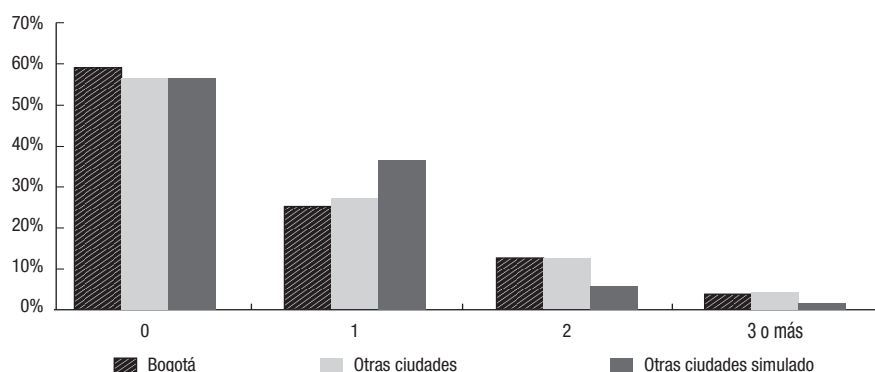
Por su parte, la correlación entre el ingreso per cápita del hogar y el número de niños es negativa y significativa tanto en Bogotá como en el resto de las ciudades. En otras palabras, los hogares más pobres tienen en promedio más hijos. Si se tiene en cuenta, como se ve en el Gráfico 6, que el número promedio de niños por hogar es menor en Bogotá y que el efecto de simular esta decisión es que los hogares de las demás ciudades reducen su tamaño, lo que parece estar sucediendo es que los hogares que más redujeron el número de niños son también, dadas sus características, los que más aumentaron su ingreso y esto tiende a aumentar la brecha. En estas condiciones, lograr que los hogares más humildes reduzcan también el número de niños revertiría el efecto regresivo. Una explicación para que el efecto sea marginal en los ejercicios realizados es que siempre se simula el número de niños junto con la educación, y esta variable puede estar recogiendo la mayor parte del efecto.

CUADRO 7. CORRELACIONES ENTRE INGRESO LABORAL Y NO LABORAL DEL HOGAR Y ENTRE INGRESO PER CÁPITA DEL HOGAR Y NÚMERO DE NIÑOS

CORRELACIÓN	INGRESOS LABORAL/NO LABORAL		INGRESO HOGAR/NIÑOS	
	SIMPLE	SPEARMAN	SIMPLE	SPEARMAN
Bogotá	0,23 (0,00)	0,03 (0,00)	-0,22 (0,00)	-0,41 (0,00)
Otras ciudades	0,16 (0,00)	0,00 (0,24)	-0,20 (0,00)	-0,36 (0,00)

Fuente: cálculos propios con base en EIG 2006-2007.

GRÁFICO 6. PORCENTAJE DE HOGARES EN BOGOTÁ Y OTRAS CIUDADES PRINCIPALES (OBSERVADO Y SIMULADO) POR NÚMERO DE NIÑOS^a



^a Número de niños simulados tomando nivel observado de educación del jefe de hogar.

Fuente: cálculos propios con base en EIG 2006-2007.

Hasta ahora sólo se han presentado los resultados de los ejercicios de micro-descomposición agregados a nivel nacional. Esto permitió identificar los factores que hacen de la capital una ciudad particularmente desigual. Lo que sigue es desagregar a nivel de ciudad para evaluar cuán homogéneo fue el efecto de simular elementos de la estructura de retornos y decisiones y de los componentes no observados de Bogotá. Lo que se espera es un cambio en la distribución menor en ciudades cuyas características sean cercanas a las de la capital.

IV. RESULTADOS DESAGREGADOS A NIVEL DE CIUDAD

En el ámbito nacional, la mayor parte de los ejercicios contrafactuales mostraron un aumento en el ingreso promedio y la desigualdad. Las preguntas que se

intenta responder en esta sección son: ¿cómo cambió la distribución de cada ciudad?, y ¿qué factores están asociados con estos cambios? En vista de que el volumen de información que se intenta analizar en esta sección es mucho mayor, no se presentarán los resultados de todas las simulaciones. En cambio, se prestará especial atención a los modelos que generaron mayores cambios en la desigualdad total de las veintitrés ciudades, para las distintas medidas de ingreso, y a algunos casos particulares que son de interés. Antes de evaluar los resultados de las simulaciones, se hará una rápida descripción del comportamiento por ciudad de las variables que han mostrado ser determinantes importantes de la desigualdad.

A. UNA GEOGRAFÍA DE LOS DETERMINANTES DE LA DESIGUALDAD

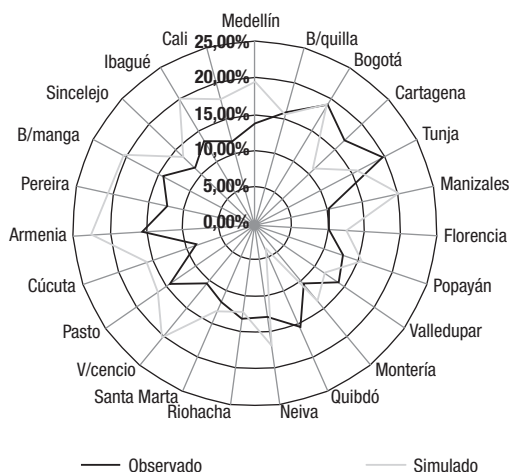
Los gráficos 7 a 11 presentan algunos estadísticos observados y simulados, por ciudad, de los principales determinantes del cambio en la desigualdad identificados en la sección III. En orden, estos son: el porcentaje de personas en edad de trabajar con nivel educativo alto, la relación entre salarios promedio de los grupos educativos alto y bajo, la relación entre ingresos de asalariados e independientes, el porcentaje de personas en edad de trabajar clasificadas como asalariadas y el porcentaje de hogares con más de dos niños. Además de estas variables, en el Anexo 3¹⁷ se encuentran las características por ciudad de algunas de las variables netamente exógenas como edad, género y pertenencia étnica y cultural a grupos indígenas o afrodescendientes de las personas en edad de trabajar.

En el Gráfico 7 se puede ver que entre las ciudades con mayor proporción de personas en edad de trabajar con educación superior se encuentran Bogotá, Barranquilla, Cartagena, Bucaramanga, Armenia, Tunja, Pasto y Quibdó¹⁸.

¹⁷ Todos estos estadísticos se construyeron a partir de la EIG 2006-2007. Si bien existen medidas censales algunas de estas variables, en este documento se opta por construir los indicadores a partir de la base de datos empleada en los ejercicios, para buscar coherencia en la argumentación respecto a las simulaciones y sus resultados.

¹⁸ La presencia de Quibdó en la lista llama la atención. Ante esto, lo más acertado es consultar la información censal. Del censo general de 2005 se obtiene que en Colombia la proporción de mayores de dieciséis años con educación superior es de 15,7%, mientras que en Bogotá esta proporción es de 27,7%, en Cartagena de 23,8% y en Quibdó de 22,4%. Las dos fuentes son coherentes en cuanto a esta medida de educación.

GRÁFICO 7. PORCENTAJE DE PERSONAS EN EDAD DE TRABAJAR CON NIVEL EDUCATIVO ALTO (OBSERVADO Y SIMULADO)

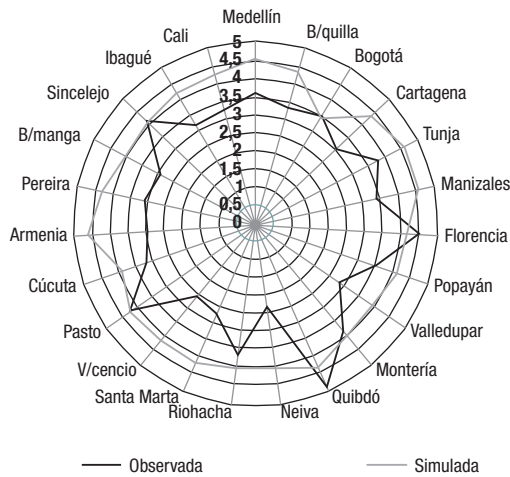


Fuente: cálculos propios con base en EIG 2006-2007.

En la mayor parte de las ciudades, con excepción de Barranquilla, Cartagena, Tunja, Valledupar, Quibdó y Riohacha, la proporción de personas con educación superior aumenta en las simulaciones. Las razones por las cuales la educación pudo haber caído en los casos mencionados se encuentran relacionadas con las características netamente exógenas. En primer lugar, estas ciudades coinciden en tener poblaciones de personas en edad de trabajar particularmente jóvenes. Además, se trata en algunos casos de ciudades en donde una proporción importante de la población se reconoce afrodescendiente, y dado que en Bogotá estos grupos tienen menor educación, también van a tener menor educación en las simulaciones.

El Gráfico 8 muestra para cada ciudad la relación entre el salario promedio del grupo de personas con educación superior y el salario promedio del grupo de los menos educados. En la sección III se había visto que esta diferencia es más grande en Bogotá que en el resto de las ciudades del país. Sin embargo, hay ciudades, en general pequeñas y medianas, como Florencia, Montería, Quibdó, Riohacha, Pasto y Sincelejo, en donde esta dispersión de los salarios es mucho mayor. En la simulación, esta relación tiende a aumentar en cada ciudad, con la excepción de Florencia, Quibdó, Pasto y Sincelejo. Estos son casos en los que la dispersión en salarios ya era demasiado alta y al tomar los parámetros de Bogotá se suaviza el efecto regresivo de la estructura de salarios.

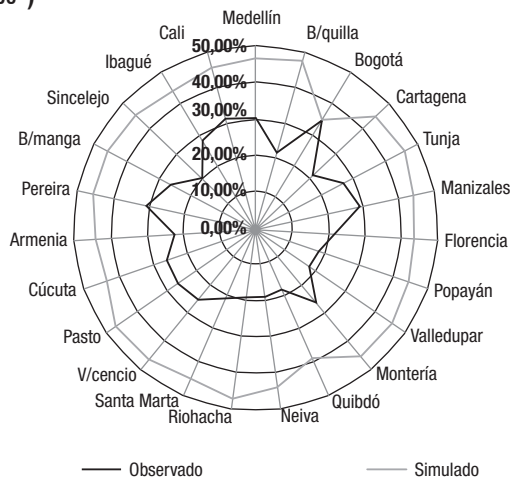
GRÁFICO 8. RELACIÓN ENTRE SALARIOS PROMEDIO DE GRUPOS EDUCATIVOS ALTO Y BAJO (OBSERVADA Y SIMULADA)



Fuente: cálculos propios con base en EIG 2006-2007.

En el Gráfico 9 se observa que entre las ciudades con mayor proporción de asalariados se encuentran Bogotá, Manizales, Montería, Pereira, Bucaramanga, Ibagué, Cali y Medellín, y que esta proporción aumenta significativamente en todas las ciudades al hacer la simulación.

GRÁFICO 9. PORCENTAJE DE PERSONAS EN EDAD DE TRABAJAR CLASIFICADAS COMO ASALARIADOS (OBSERVADO Y SIMULADO^a)

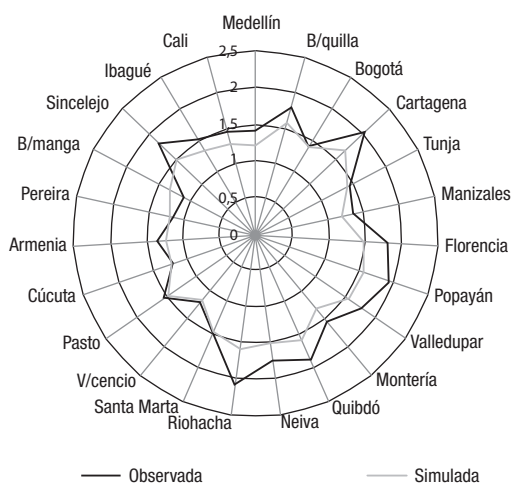


^a Estructura ocupacional simulada tomando educación y niños en el hogar observados.
Fuente: cálculos propios con base en EIG 2006-2007.

Quibdó es la ciudad con el menor aumento, probablemente por las mismas razones por las que se reduce su nivel de educación.

En cuanto a la brecha de ingresos entre asalariados e independientes, en el Gráfico 10 se puede ver que las ciudades en las que esta se reduce más son Manizales, Montería y Medellín. En cambio, en Tunja, Santa Marta, Villavicencio, Pasto, Cúcuta, Armenia y Pereira el efecto es prácticamente nulo, dado que la brecha era pequeña desde un principio. En el caso de Bucaramanga, la diferencia en ingresos incluso crece.

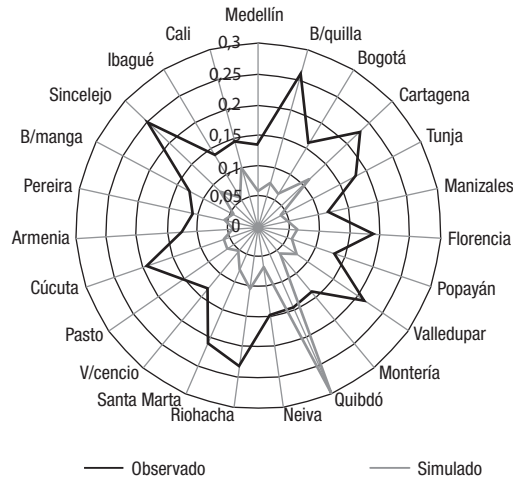
GRÁFICO 10. RELACIÓN ENTRE INGRESOS DE ASALARIADOS E INDEPENDIENTES (OBSERVADA Y SIMULADA^a)



^a Estructura de retornos simulada tomando educación y niños observados.
Fuente: cálculos propios con base en EIG 2006-2007.

Finalmente, el Gráfico 11 muestra la proporción de hogares con más de dos niños. Las ciudades con más niños en los hogares son Barranquilla, Cartagena, Florencia, Valledupar, Riohacha, Santa Marta, Cúcuta y Sincelajo. Al simular, se reduce en todas las ciudades, excepto Quibdó, la proporción de hogares con más de dos niños. De nuevo los factores netamente exógenos juegan en contra de los habitantes de esta ciudad.

GRÁFICO 11. PORCENTAJE DE HOGARES CON DOS O MÁS NIÑOS (OBSERVADO Y SIMULADO)



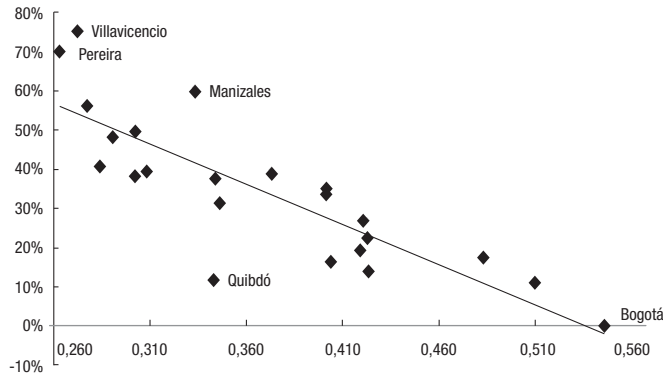
Fuente: cálculos propios con base en EIG 2006-2007.

B. RELACIÓN ENTRE EL INGRESO PROMEDIO Y LA DESIGUALDAD DE LAS CIUDADES Y SU CAMBIO PORCENTUAL EN LA SIMULACIÓN

La primera pregunta que surge con respecto a los resultados desagregados a nivel de ciudad de las simulaciones es si existe relación entre el nivel inicial de la desigualdad y el cambio en la desigualdad. Se esperaría que mayor sea el cambio cuanto más lejos se encuentre la desigualdad de una ciudad con respecto a la desigualdad de la capital. El Gráfico 12 muestra, por ciudades, la relación entre el índice de Theil observado y el cambio porcentual en el índice de Theil de los salarios que resulta de simular estructura salarial, educación y niños, es decir, $f\left(y_{\beta^{sal} \phi_{edu} \eta_{edu} \phi_{niños} \eta_{niños}}^{(\cdot) \rightarrow Bog}\right)$. Se escoge este ejercicio por ser el que genera los efectos regresivos de mayor magnitud en los salarios.

Como puede observarse, existe una relación negativa y significativa entre la desigualdad inicial y su cambio. Dado que Bogotá se encuentra entre las ciudades más desiguales, esto implica que entre menor sea la desigualdad observada, mayor es el impacto regresivo de la simulación. Nótese que hay ciudades como Villavicencio, Pereira y Manizales en donde la desigualdad aumenta más de lo esperado, y otras como Quibdó, en donde sucede lo contrario.

GRÁFICO 12. ÍNDICE DE THEIL OBSERVADO Y CAMBIO PORCENTUAL SIMULADO EN EL ÍNDICE DE THEIL DEL INGRESO DE LOS ASALARIADOS, $f\left(y_{\beta^{sal} \phi_{edu} \eta_{edu} \phi_{niños} \eta_{niños}}^{(\cdot) \rightarrow Bog}\right)$

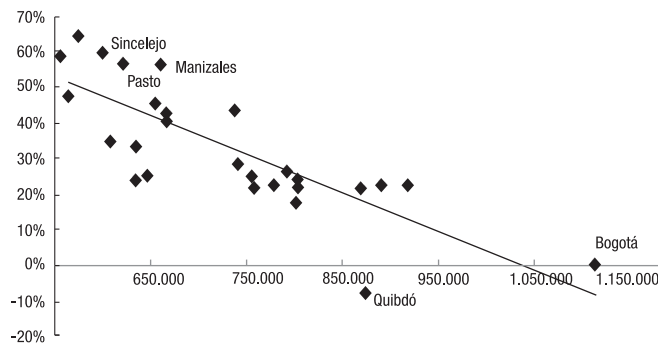


Fuente: cálculos propios con base en EIG 2006-2007.

Análogamente, se esperaría que el impacto en el ingreso promedio fuera mayor en las ciudades con ingresos observados más bajos. El Gráfico 13 corrobora esta hipótesis para los salarios en el ejercicio en que se simula estructura salarial, educación y niños, es decir, $f\left(y_{\beta^{sal} \phi_{edu} \eta_{edu} \phi_{niños} \eta_{niños}}^{(\cdot) \rightarrow Bog}\right)$. Quibdó se destaca de nuevo por aumentar su salario promedio mucho menos de lo esperado.

La relación negativa entre el ingreso promedio y la desigualdad observada y sus cambios se repiten en todas las simulaciones, y para las distintas medidas de ingreso. A continuación se evalúan los resultados de algunas simulaciones desagregados a nivel de ciudad, con particular interés en los casos en que la magnitud del cambio en la desigualdad no se explica únicamente por el nivel inicial.

GRÁFICO 13. INGRESO PROMEDIO OBSERVADO EN PESOS Y CAMBIO PORCENTUAL EN INGRESO PROMEDIO PER CÁPITA DE LOS ASALARIADOS, $f\left(y_{\beta^{sal} \phi_{edu} \eta_{edu} \phi_{niños} \eta_{niños}}^{(\cdot) \rightarrow Bog}\right)$

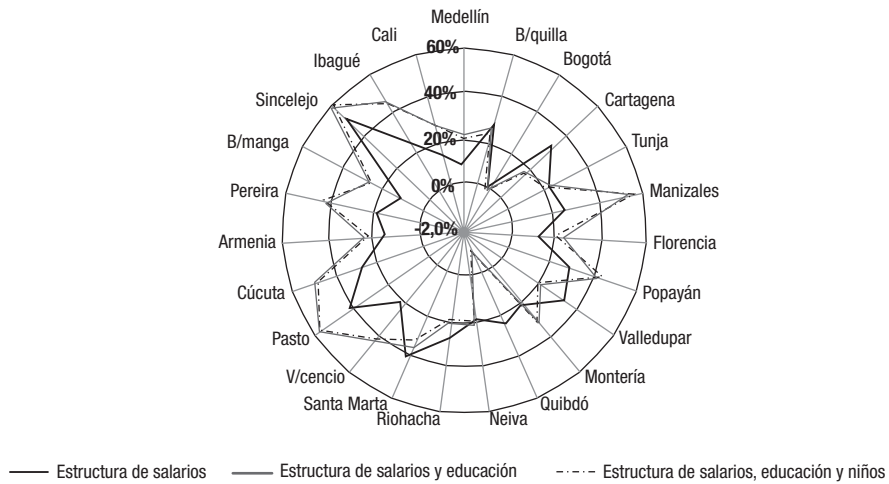


Fuente: cálculos propios con base en EIG 2006-2007.

C. RESULTADOS DESAGREGADOS PARA INGRESO DE LOS ASALARIADOS

Los gráficos 14 y 15 muestran el cambio porcentual en el salario promedio, con distintas configuraciones del componente no observado. Las ciudades en las que el cambio es más importante son Manizales, Popayán, Villavicencio, Pasto, Cúcuta, Sincelejo e Ibagué.

GRÁFICO 14. CAMBIO PORCENTUAL EN SALARIO PROMEDIO SIMULADO CON LA DISTRIBUCIÓN DEL COMPONENTE NO OBSERVADO DE LA ECUACIÓN DE SALARIO ORIGINAL

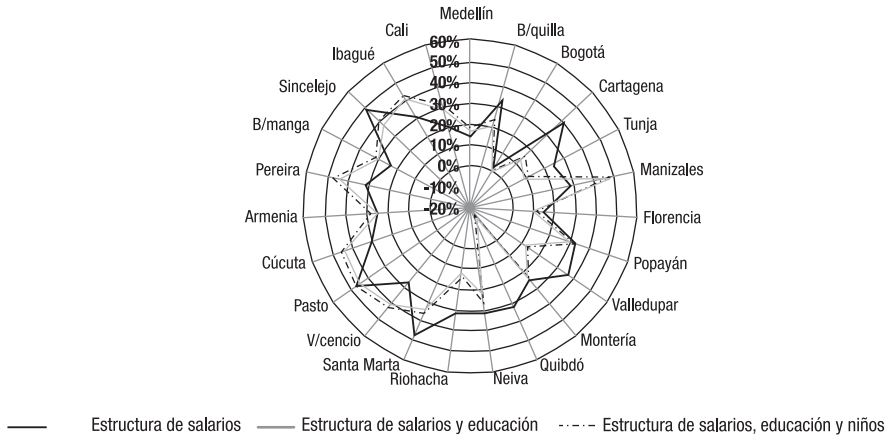


Fuente: cálculos propios con base en EIG 2006-2007.

En la mayor parte de los ejercicios, simular la estructura salarial tiene un efecto positivo sobre el ingreso promedio menor que aquel que resulta de simular también educación y niños. Esto es particularmente cierto si se toma la distribución del componente no observado de la ecuación de salario original. Las excepciones son Cartagena, Tunja, Valledupar, Riohacha, Santa Marta, Sincelejo y Quibdó, esta última con una caída de más de 10% en el promedio. La razón principal por la que simular la educación junto con la estructura salarial tiene efectos negativos en estas ciudades es que la proporción de la población con educación superior se redujo en estos ejercicios¹⁹.

¹⁹ En el caso de Santa Marta, la proporción correspondiente a educación superior aumentó relativamente poco, mucho menos que la de educación media.

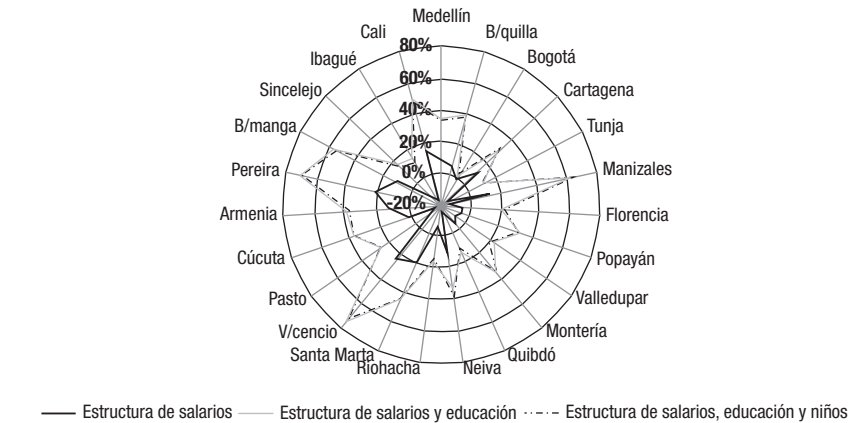
GRÁFICO 15. CAMBIO PORCENTUAL EN EL SALARIO PROMEDIO SIMULADO CON LA DISTRIBUCIÓN DEL COMPONENTE NO OBSERVADO DE LA ECUACIÓN DE SALARIO SIMULADA



Fuente: cálculos propios con base en EIG 2006-2007.

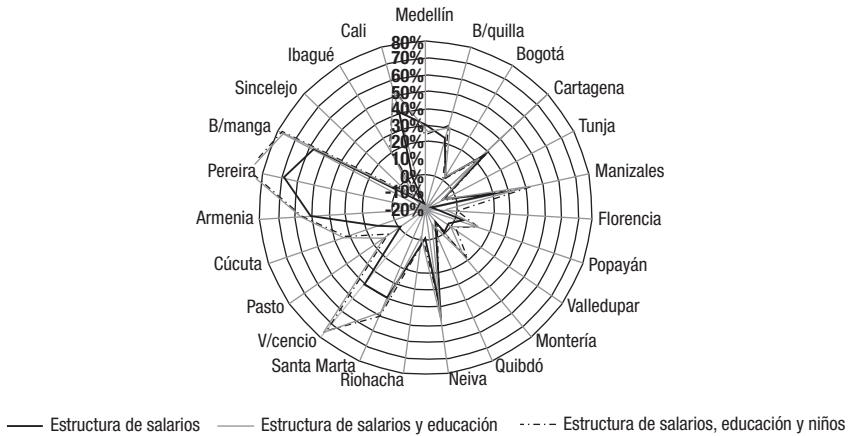
En los gráficos 16 y 17 se presenta el cambio porcentual en el índice de Theil de los salarios. Lo primero que salta a la vista es que la estructura de salarios tiene, en general, efectos de menor magnitud sobre la desigualdad que su interacción con la educación, especialmente cuando no se simula el componente no observado.

GRÁFICO 16. CAMBIO PORCENTUAL EN EL ÍNDICE DE THEIL DE SALARIOS SIMULADO CON LA DISTRIBUCIÓN DEL COMPONENTE NO OBSERVADO DE LA ECUACIÓN DE SALARIO ORIGINAL



Fuente: cálculos propios con base en EIG 2006-2007.

GRÁFICO 17. CAMBIO PORCENTUAL EN EL ÍNDICE DE THEIL DE SALARIOS SIMULADO CON LA DISTRIBUCIÓN DEL COMPONENTE NO OBSERVADO DE LA ECUACIÓN DE SALARIO SIMULADA



Fuente: cálculos propios con base en EIG 2006-2007.

Hay ciudades en las que la estructura de salarios tiene efectos progresivos; estas son: Tunja, Florencia, Popayán, Valledupar, Montería, Quibdó, Riohacha y Sincelejo. En Pasto e Ibagué esto sólo es cierto si se toma el componente no observado original.

Sólo en Tunja, Florencia, Quibdó y Sincelejo siguen observándose efectos progresivos una vez se simula también la educación y el componente no observado. Una razón por la que esto sucede es que se trata de ciudades en las que el cambio en la cantidad de personas con educación superior fue pequeño o negativo, y/o la relación entre el salario promedio del grupo educativo alto y bajo creció poco o decreció. Esto también se vio reflejado en menores aumentos del salario promedio. El efecto de simular el número de niños es marginal en todos los ejercicios.

Las ciudades en las que se observaron los mayores efectos regresivos son Manizales, Neiva, Santa Marta, Villavicencio, Pereira, Bucaramanga y Cali. Nótese que no hay una relación clara entre el aumento del ingreso promedio y el cambio en la desigualdad. En efecto, hay ciudades como Pasto y Popayán en donde el promedio de los salarios creció más de 40% y la desigualdad lo hizo en menos de 10%. En el otro extremo están Bucaramanga y Pereira en donde un fuerte aumento en la desigualdad no se vio reflejado en mejoras sustanciales en el salario promedio.

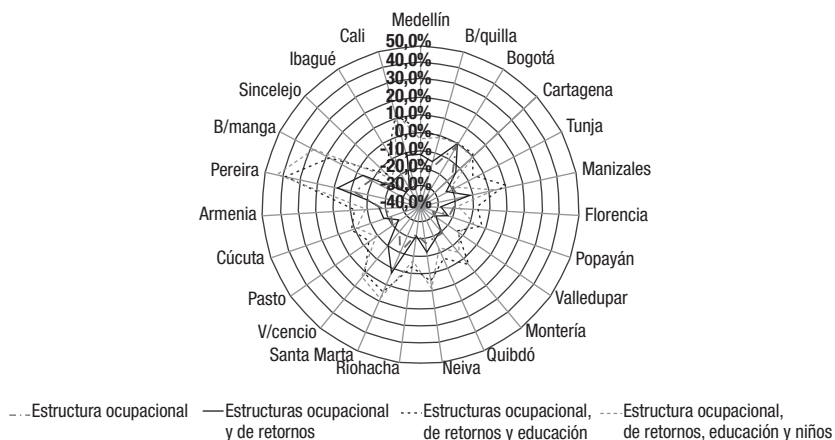
D. RESULTADOS DESAGREGADOS PARA INGRESO DE LOS OCUPADOS

Los ejercicios en los que se observaron los efectos más importantes sobre la desigualdad del ingreso de los ocupados son los que involucran la estructura ocupacional. Como se puede ver en los gráficos 18 y 19, en la mayor parte de las ciudades simular únicamente las decisiones ocupacionales resulta progresivo. Este efecto es menos marcado si se combina con la estructura de retornos, sobre todo si se simula también la distribución del componente no observado.

Las únicas ciudades en las que simular conjuntamente las estructuras ocupacional y de retornos puede tener efectos regresivos son Neiva, Santa Marta, Pereira y Bucaramanga. En las últimas tres puede explicarse este comportamiento por el pobre efecto que tiene la simulación en la brecha de ingresos entre asalariados e independientes. En el caso de Neiva parece jugar un rol importante el componente no observado.

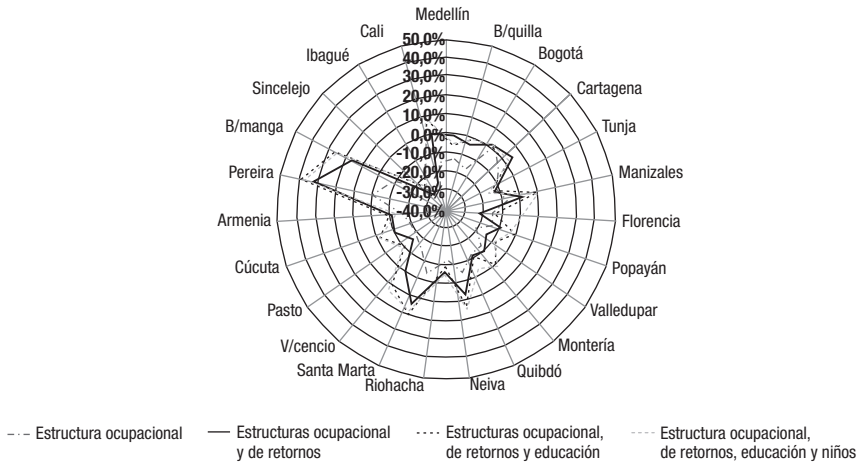
Al incluir la educación entre los factores simulados se pierde parte de la capacidad redistributiva que tiene la simulación de las decisiones ocupacionales. En Santa Marta, Villavicencio, Neiva, Pereira, Bucaramanga y Cali el efecto neto pasa a ser regresivo. Esto tiene sentido si se toma en cuenta que todas ellas son ciudades en las que el porcentaje simulado de personas con educación superior creció notablemente.

GRÁFICO 18. CAMBIO PORCENTUAL EN EL ÍNDICE DE THEIL DEL INGRESO DE OCUPADOS SIMULADO CON LA DISTRIBUCIÓN DEL COMPONENTE NO OBSERVADO ORIGINAL



Fuente: cálculos propios con base en EIG 2006-2007.

GRÁFICO 19. CAMBIO PORCENTUAL EN EL ÍNDICE DE THEIL DEL INGRESO DE OCUPADOS SIMULADO CON LA DISTRIBUCIÓN DEL COMPONENTE NO OBSERVADO SIMULADA



Fuente: cálculos propios con base en EIG 2006-2007.

El efecto de simular también el número de niños está estrechamente relacionado con el componente no observado. En efecto, si este último se simula, existe cierto aporte regresivo de las decisiones demográficas. En caso contrario resulta difícil diferenciarlo de los resultados de simular la estructura ocupacional y de retornos y la educación.

E. RESULTADOS DESAGREGADOS PARA INGRESO PER CÁPITA DE LOS HOGARES

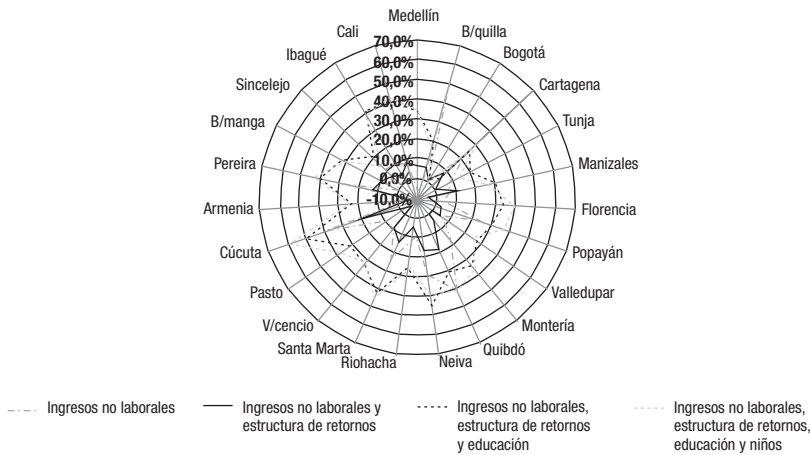
En los resultados agregados de las veintitrés ciudades, el bloque de ejercicios que produce los mayores cambios en la desigualdad del ingreso per cápita de los hogares es el que incluye entre los factores a los ingresos no laborales. Los gráficos 20 y 21 muestran estos efectos distributivos desagregados a nivel de ciudad. Lo primero que salta a la vista es que en la mayor parte de los casos el gran cambio regresivo se da al introducir la educación y, en menor medida, el número de niños. En efecto, sólo en Barranquilla, Quibdó, Neiva, Cúcuta y Pereira se observa algún efecto regresivo importante de los ingresos no laborales y su interacción con la estructura de retornos.

Las ciudades en donde más regresivo es el efecto de simular a la vez ingreso no laboral, estructura de retornos y educación son Barranquilla, Neiva, Santa Marta, Cúcuta y Pereira. Mientras que en el ingreso de los ocupados ya se había visto el

efecto regresivo de la educación en Neiva, Santa Marta y Pereira, los resultados de Barranquilla y Cúcuta parecen explicarse en su mayoría por los ingresos no laborales. En cuanto al efecto de simular también el número de niños, las ciudades en donde más se percibe el aporte regresivo son Florencia, Popayán, Quibdó y Cúcuta. Las ciudades en donde esto tuvo efectos progresivos son Medellín, Tunja, Manizales, Valledupar, Armenia y Sincelejo.

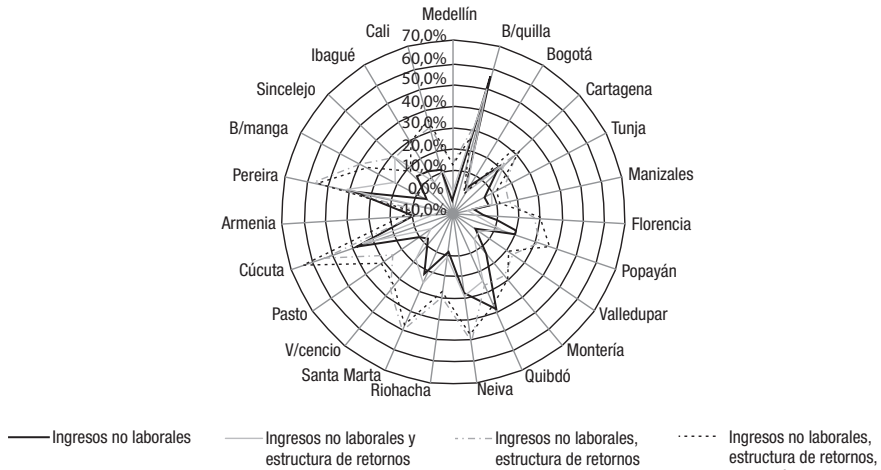
Los gráficos 22 y 23 presentan los efectos en el promedio y el coeficiente de Theil del ingreso per cápita de los hogares del ejercicio en el que se simula la totalidad de los factores tenidos en cuenta en este artículo. Lo que llama la atención de este ejercicio es que se trata del escenario en el que se alcanza el mayor nivel de ingreso per cápita promedio de los hogares en las veintitrés ciudades. Obsérvese que en ningún caso disminuye el ingreso promedio, pero sí existen grandes diferencias entre ciudades. Mientras que en Popayán, Riohacha y Sincelejo el incremento fue superior al 140%, en Tunja y Quibdó apenas se alcanzó el 40%.

GRÁFICO 20. CAMBIO PORCENTUAL EN EL ÍNDICE DE THEIL DEL INGRESO PER CÁPITA DE LOS HOGARES SIMULADO CON LA DISTRIBUCIÓN DEL COMPONENTE NO OBSERVADO ORIGINAL



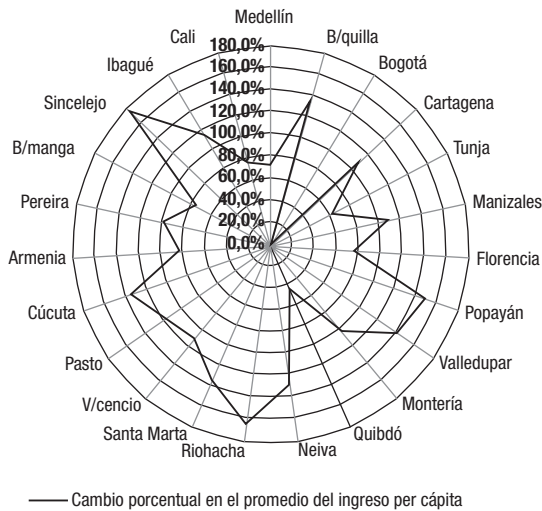
Fuente: cálculos propios con base en EIG 2006-2007.

GRÁFICO 21. CAMBIO PORCENTUAL EN EL ÍNDICE DE THEIL DEL INGRESO PER CÁPITA DE LOS HOGARES SIMULADO CON LA DISTRIBUCIÓN DEL COMPONENTE NO OBSERVADO SIMULADA



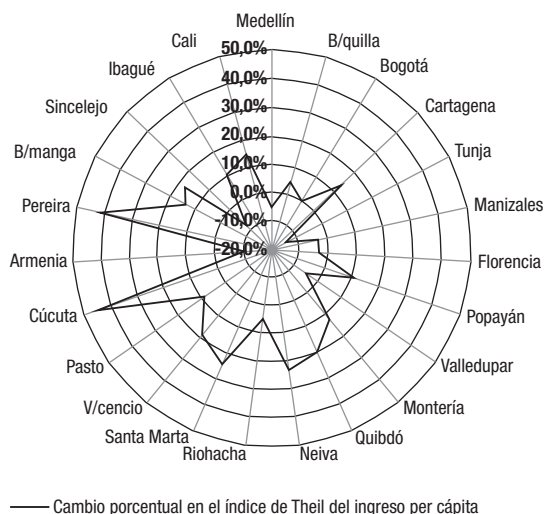
Fuente: cálculos propios con base en EIG 2006-2007.

GRÁFICO 22. CAMBIO PORCENTUAL EN EL PROMEDIO DEL INGRESO PER CÁPITA DE LOS HOGARES SIMULANDO TODOS LOS FACTORES



Fuente: cálculos propios con base en EIG 2006-2007.

GRÁFICO 23. CAMBIO PORCENTUAL EN EL ÍNDICE DE THEIL DEL INGRESO PER CÁPITA DE LOS HOGARES SIMULANDO TODOS LOS FACTORES



Fuente: cálculos propios con base en EIG 2006-2007.

Para finalizar, nótese que, como se observó en los resultados de los salarios, no parece haber una relación clara entre los cambios del ingreso promedio y de la desigualdad. Sincelejo y Quibdó son dos ciudades que permiten ilustrar este punto. En Sincelejo, las importantes mejoras en el promedio son progresivas mientras que en Quibdó el aumento en el ingreso promedio es relativamente pequeño y, en cambio, la desigualdad aumenta significativamente. La gran diferencia entre estos dos resultados radica en las simulaciones de variables como la educación, el número de hijos y las decisiones ocupacionales. Mientras que en Sincelejo la proporción de personas con educación superior aumenta y el número de hijos se reduce, en Quibdó sucede exactamente lo contrario. Además, en Quibdó se reporta un aumento sustancialmente menor en la proporción de asalariados, aun cuando sí se reduce la proporción de desempleados, inactivos y ocupados no remunerados.

En Sincelejo, más educación, más trabajo asalariado y menos niños por hogar garantizan salarios, ingresos de ocupados e ingresos per cápita de los hogares más altos. Además, en esta ciudad el efecto progresivo que implica tener una mayor proporción de asalariados es más importante que los efectos regresivos resultantes de la interacción entre estructura de retornos, educación, niños e ingresos no laborales, de tal manera que en el ejercicio más completo la distribución del ingreso mejora. Por su parte, en Quibdó se observa una reducción en los salarios y en el ingreso de los ocupados, y un leve aumento en el ingreso

per cápita. El repunte de la desigualdad responde esencialmente a los ingresos no laborales. Esto evidencia que una vez se controla por el resto de variables, los afrodescendientes tienen una desventaja relativa mayor en Bogotá que en Quibdó. Esta desventaja no se limita a la discriminación en salarios, sino también a los niveles de educación y las decisiones demográficas. Este estudio no tiene entre sus objetivos profundizar en la discriminación étnica o racial, sin embargo, los resultados indican que es indispensable abordar estos temas para comprender los determinantes de la desigualdad de algunas ciudades y regiones.

V. CONCLUSIONES

En el presente estudio se identifican algunos de los determinantes de las diferencias regionales en la distribución del ingreso, haciendo especial énfasis en la desigualdad del salario, el ingreso de los ocupados y el ingreso per cápita de los hogares. La estrategia empleada implica simular cuál sería la distribución de los ingresos de las distintas ciudades si sus habitantes estuvieran sujetos a las estructuras de retorno y decisiones, además de componentes no observados de los ingresos de los bogotanos. Los resultados se presentan primero a nivel agregado. Es de destacar que al homogenizar los factores mencionados, se logran reducir hasta en un 92,5% las diferencias entre el ingreso promedio de las distintas ciudades. El remanente está asociado a las características netamente exógenas de la población, a la omisión de variables y a las formas funcionales escogidas. Estos ejercicios permiten también descomponer y evaluar los mecanismos a través de los cuales ciertos factores afectan la desigualdad de cada ciudad.

La estructura de retornos y su interacción con la educación y el número de niños así como los ingresos no laborales se destacan entre los factores cuyos efectos *directos* o *parciales* son regresivos. Particularmente la brecha en los retornos entre educación media y superior cumple un papel fundamental, visto que esta diferencia es mayor en la capital que en la demás ciudades. Por su parte, la mayor proporción de profesionales en Bogotá refuerza este efecto regresivo, dado que en cualquier caso se trata de un grupo minoritario. Mientras que el número de profesionales no sea lo suficientemente grande como para reducir la brecha en salarios, cualquier expansión de la educación superior corre el riesgo de tener efectos regresivos.

En cuanto a las decisiones demográficas, se debe notar que el efecto directo de tener menos niños en el hogar aumenta considerablemente el ingreso promedio. Sin embargo, simular el número de niños junto con la estructura de retornos como lo hacen los bogotanos puede ser regresivo en la medida en que

los hogares capitalinos que menos niños tienen son también los que perciben mayores ingresos. Así, los hogares de las demás ciudades que en las simulaciones reducen significativamente el número de niños son los mismos que aumentan sustancialmente sus ingresos. El factor más progresivo de la capital es su estructura ocupacional pues tener una mayor proporción de asalariados y una menor cantidad de inactivos, desempleados u ocupados no remunerados tiene efectos redistributivos.

Los resultados desagregados muestran que los efectos de simular algunas de las características de la capital no son homogéneos en las distintas ciudades. En efecto, las ciudades con menor desigualdad tienden a sufrir mayores impactos regresivos en los distintos escenarios simulados. Así mismo, las ciudades con ingresos más bajos son las que mayor aumento del promedio presentan. Sin embargo, esto no siempre es cierto, en parte porque los factores que más aportan a la desigualdad no son los mismos para todas las ciudades y en algunos casos son las características netamente exógenas, como la pertenencia cultural y étnica, las que condicionan los resultados. Por ejemplo, entre las ciudades que más aumentaron la desigualdad del ingreso per cápita del hogar se encuentran Quibdó, Neiva, Cúcuta y Pereira. Sin embargo, en Quibdó esto se debe casi en su totalidad a los ingresos no laborales mientras que en las otras tres ciudades juega un rol preponderante el aumento en la educación superior. Cabe anotar que en esta ciudad, en lugar de aumentar, el número de personas con educación superior se redujo, el número de niños aumentó y la proporción de asalariados creció menos que en el resto del país. En casos específicos como este se hace necesario abordar el tema de la discriminación de minorías para poder comprender todas las dimensiones del problema de la desigualdad.

¿Qué tipo de recomendaciones se pueden derivar de estos resultados? En cuanto a las decisiones ocupacionales, se mostró que la mayor proporción de asalariados y la menor proporción de inactivos, desempleados y ocupados no remunerados de la capital tienen efectos progresivos. En este orden de ideas toda política dirigida a generar empleo y reducir la informalidad debería mejorar la distribución. Respecto a la educación y el número de niños, no es tan simple la lectura. En efecto, preocupa el hecho de que tener más profesionales y menos niños, como sucede en la capital, refuerce los efectos regresivos de la estructura de retornos.

¿Son entonces indeseables las políticas de planificación familiar y cobertura en educación superior? La respuesta es no y aquí no hay lugar para falsos dilemas. Primero, porque independientemente de la desigualdad, tanto el aumento en la educación como la reducción en el número de niños han mostrado tener efectos muy positivos sobre el ingreso promedio. Segundo, porque con respecto a las decisiones demográficas el efecto regresivo evidencia que son los hogares

humildes los que más hijos tienen. Este es precisamente el mayor reto de la política de planificación familiar y si el problema persiste es porque todavía hay mucho camino por recorrer. Tercero, porque se espera que los efectos de las mejoras en educación vuelvan a ser progresivos, a medida que se alcancen proporciones altas de profesionales y se cierre la brecha en los retornos a la educación. Una política orientada a mejorar simultáneamente el ingreso y la distribución en el mediano plazo puede entonces consistir en aumentar rápidamente la cobertura en la educación superior con el fin de alcanzar este punto de quiebre lo más rápido posible. Incluso si el sector productivo de una ciudad o una región no estuviera en capacidad de generar empleo para esta cantidad de profesionales, este tipo de políticas permitiría a las personas migrar a otras ciudades en mejores condiciones.

REFERENCIAS

- Alatas, V.; Bourguignon, F. “The Evolution of Income Distribution During Indonesia’s Fast Growth, 1980-96”, in F. Bourguignon, F. H. G. Ferreira and N. Lustig (Eds.), *The microeconomics of income distribution dynamics in East Asia and Latin America*, New York, World Bank, 2004.
- Arango, L. E.; Posada, C. E.; Uribe, J. D. “Cambios en la estructura de los salarios urbanos en Colombia (1984-2000)”, *Borradores de Economía*, núm. 297, Banco de la República, 2004.
- Attanasio, O.; Goldberg, P. K.; Pavcnik, N. “Trade Reforms and Income Inequality in Colombia”, *Working Paper* num. 9830, Washington, NBER, 2002.
- Barro, R. J. “Inequality, Growth and Investment”, *Working Paper*, num. 7038, Cambridge, NBER, 1999.
- Blinder, A. “Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates”, *The Journal of Human Resources*, vol. 8, num. 4, pp. 436-455, 1973.
- Bonet, J. “Inequidad espacial en las dotaciones educativas en Colombia”, en J. Bonet (Ed.), *Geografía económica y análisis espacial de Colombia*, Bogotá, Colección de Economía Regional, Banco de la República, 2007.
- Bonet, J.; Meisel, A. “Polarización del ingreso per cápita departamental en Colombia, 1975-2000”, *Documentos de Trabajo sobre Economía Regional*, núm. 76, Centro de Estudios Económicos Regionales, Banco de la República, Cartagena, 2006.
- Bonilla, L. “Diferencias regionales en la distribución del ingreso en Colombia”, *Documentos de trabajo sobre Economía Regional*, núm. 108, Centro de Estudios Económicos Regionales, Banco de la República, Cartagena, 2008, publicado en este libro pp. 33-63.
- Bourguignon, F.; Ferreira, F. H. G. “Decomposition Changes in the Distribution of Household Income: Methodological Aspects”, in F. Bourguignon, F. H. G.

- Ferreira and N. Lustig, (Eds.), *The Microeconomics of Income Distribution Dynamics in East Asia and Latin America*, New York, World Bank, 2004.
- Bourguignon, F.; Ferreira, F. H. G.; Leite, P. G. “Beyond Oaxaca-Blinder: Accounting for Differences in Household Income Distribution Across Countries”, in C. E. Vélez, R. Paes de Barros and F. H. G. Ferreira (Eds.), *World Bank Country Study: Inequality and Economic Development in Brazil*, New York, World Bank, 2004.
- Dinardo, J.; Fortin, N. M.; Lemieux, T. “Labor Market Institutions and the Distribution of Wages, 1973-1992: A Semiparametric Approach”, *Econometrica*, vol. 64, num. 5, pp. 1001-1044, 1996.
- Ferreira, F. H. G.; Paes de Barros, R. “The Slippery Slope: Explaining the Increase in Extreme Poverty in Urban Brazil, 1976-96”, in F. Bourguignon, F. H. G. Ferreira and N. Lustig (Eds.), *The Microeconomics of Income Distribution Dynamics in East Asia and Latin America*, New York, World Bank, 2004.
- Flórez, C. E. *Las transformaciones sociodemográficas en Colombia durante el siglo XX*, Bogotá, Banco de la República-Tercer Mundo Editores, 2000.
- Galvis, L. A.; Meisel, A. “El crecimiento económico de las ciudades colombianas y sus determinantes, 1973-1998”, en A. Meisel Roca, (Ed.), *Regiones, ciudades y crecimiento económico en Colombia*, Bogotá, Colección de Economía Regional, Banco de la República, 2002.
- Garza, N. “La distribución del ingreso y las economías del Caribe colombiano”, *Economía, Gestión y Desarrollo*, núm. 6, pp. 245-271, 2008.
- Gasparini, L.; Marchionni, M.; Sosa Escudero, W. “Characterization of Inequality Changes through Microeconomic Decompositions: The Case of Greater Buenos Aires”, in F. Bourguignon, F. H. G. Ferreira and N. Lustig (Eds.), *The microeconomics of income distribution dynamics in East Asia and Latin America*, New York, World Bank, 2004.
- Gries, T.; Redlin, M. “China’s Provincial Disparities and the Determinants of Provincial Inequalities”, *Working Paper*, num. 11, Center for International Economics, Paderborn, 2008.
- Haddad, E. A.; Bonet, J.; Hewings, G. J. D.; Perobelli, F. S. “Efectos regionales de una mayor liberación comercial en Colombia: Una estimación con modelo CEER”, *Documentos de Trabajo sobre Economía Regional*, núm. 104, Centro de Estudios Económicos Regionales, Banco de la República, Cartagena, 2008.
- Heckman, J. J. “Sample Selection Bias as a Specification Error”, *Econometrica*, vol. 47, num. 1, pp. 153-161, 1979.
- Juhn, C.; Murphy, K. M.; Pierce, B. “Wage Inequality and the Rise in Returns to Skill”, *Journal of Political Economy*, vol 3, num. 3, pp. 410-444, 1993.
- Kuznets, S. “Economic Growth and Income Inequality”, *The American Economic Review*, vol. 45, num. 1, pp. 1-28, 1995.
- Londoño, J. L. *Distribución del ingreso y desarrollo económico, Colombia en el siglo XX*, Bogotá, Tercer Mundo Editores-Banco de la República-Fedesarrollo, 1995.

- McFadden, D. “Conditional Logit Analysis of Quantitative Choice Behavior”, in P. Zarembka (Ed.), *Frontiers in Econometrics*, New York, Academic Press, 1974.
- Núñez, J.; Sánchez, F. “Descomposición de la desigualdad del ingreso laboral urbano en Colombia: 1967-1997”, *Archivos de Macroeconomía*, núm. 86, DNP, Bogotá, 1998.
- Oaxaca, R. “Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets”, *International Economic Review*, vol. 14, num. 3, pp. 693-709, 1973.
- Ocampo, J. A.; Sánchez, F.; Tovar, C. A. “Mercado laboral y distribución del ingreso en Colombia en los años noventa”, *Revista de la CEPAL*, núm. 72, 2000.
- Pérez, G. J. “Dimensión espacial de la pobreza en Colombia”, en J. Bonet (Ed.), *Geografía económica y análisis espacial de Colombia*, Bogotá, Colección de Economía Regional, Banco de la República, 2007a.
- Pérez, G. J. “Dinámica demográfica y desarrollo regional en Colombia”, en M. Fernández, W. Guerra y A. Meisel (Eds.), *Políticas para reducir las desigualdades regionales en Colombia*, Bogotá, Colección de Economía Regional, Banco de la República, 2007b.
- Perugini, C.; Martino, G. “Income Inequality within European Regions: Determinants and Effects on Growth”, *Review of Income and Wealth*, vol. 54, num. 3, pp. 373-406, 2008.
- Posso, C. M. “Desigualdades salariales en Colombia 1984-2005: Cambios en la composición del mercado laboral y retornos a la educación postsecundaria”, *Borradores de Economía*, núm. 529. Banco de la República, Bogotá, 2008.
- Santamaría, M. “External Trade, Skill, Technology and Recent Increase of Income Inequality in Colombia”, *Archivos de Economía*, num. 171, DNP, Bogotá, 2001.
- Sayago, J. T. “The Spatial Agglomeration of Educated People in Colombia”, *Working Paper*, Data Mining Lab-Università degli Studi di Pavia, 2009.
- Shorrocks A. F. “Inequality Decomposition by Population Subgroups”, *Econometrica*, vol. 52, num. 6, pp. 1369-1385, 1984.
- Székely, M.; Londoño, J. L. “Sorpresas distributivas después de una década de reformas: Latinoamérica en los noventa”, *Documentos de Trabajo*, núm. 352, BID, Washington, 1998.
- Tribín, A. M. “Evolución y causas de los cambios en la desigualdad salarial en Bogotá”, *Revista ESPE*, núm. 51, pp. 34-87. Banco de la República, Bogotá, 2005.
- Vélez, C. E.; Leibovich, J.; Kugler, A.; Bouillón, C.; Núñez, J. “The Reversal of Inequality Trends in Colombia, 1975-1995: A Combination of Persistent and Fluctuating Forces”, in F. Bourguignon, F. H. G. Ferreira and N. Lustig (Eds.), *The microeconomics of income distribution dynamics in East Asia and Latin America*, New York, World Bank, 2004.
- Zacaria, H.; Zoloa, J. I. “Desigualdad y pobreza entre las regiones argentinas: un análisis de microdescomposiciones”, *Documento de Trabajo*, núm. 39. Centro de Estudios Distributivos, Laborales y Sociales, 2006.

ANEXO 1. ALGUNOS DETALLES DE LA ESTIMACIÓN Y LA SIMULACIÓN

La metodología de descomposición basada en microdescomposición paramétrica del ingreso per cápita de los hogares implica estimar varios modelos, algunos de decisión y otros de ingreso. Lo ideal sería hacer una estimación simultánea, teniendo en cuenta la interacción entre los términos residuales de las distintas ecuaciones. Sin embargo, la complejidad del problema econométrico podría poner en riesgo la robustez de los resultados. En Bourguignon y Ferreira (2004) se propone un esquema relativamente simplificado.

En las ecuaciones de salarios, ingreso de independientes e ingreso no laboral del hogar se controla por el sesgo de selección estimando ecuaciones de Heckman en dos etapas (Heckman, 1979). Para simular cuál sería el ingreso de la población B si estuviera sujeto a la estructura de retornos de $A(y_{i,\beta}^{j,B \rightarrow A})$, se reemplaza en la ecuación de ingreso de B el vector de parámetros Ω de A y se calcula el ingreso condicionado correspondiente a las características X_{hi}^B :

$$\log y_{hi,\beta}^{j,B \rightarrow A} = X_{hi}^B \Omega^{j,A} + \varepsilon_{hi}^B \quad (A1.1)$$

El término residual de la ecuación de ingreso se distribuye normal con media cero y varianza σ_ε^2 . Una forma de simular su distribución ($y_{i,\varepsilon}^{j,B \rightarrow A}$) es reescalar la varianza del término residual de la población B , como sigue:

$$\log y_{hi,\varepsilon}^{j,B \rightarrow A} = X_{hi}^B \Omega^{j,B} + \varepsilon_{hi}^B \left(\frac{\sigma_\varepsilon^A}{\sigma_\varepsilon^B} \right) \quad (A1.2)$$

Independientemente, se modelan las decisiones de educación, número de niños y ocupación, estimando modelos tipo logit multivariado. Si la utilidad de un individuo i de elegir la s -ésima categoría se define como $U_i^s = V_i^s \phi + \eta_i^s$, se escoge la alternativa s siempre que $U_i^s \geq U_i^k$ para todo $s \neq k$.

Simular este tipo de variables implica hallar utilidades contrafactuales para cada categoría ($U_i^{s,B \rightarrow A}$). Para esto se debe primero reemplazar el vector de parámetros ϕ y proyectar la parte explicada de la utilidad: $V_i^{s,B} \phi^A$. Dado que el término residual de este proceso no es observado, se deben simular valores de la distribución Weibull¹ ($\eta_i^{s,A}$) que satisfagan la siguiente condición: dado que se observa que el individuo está clasificado en la categoría s , $V_i^{s,A} \phi + \eta_i^{s,A} \geq V_i^{k,A} \phi + \eta_i^{k,A}$ para todo $s \neq k$. En la práctica, deben simularse conjuntos de valores del término residual

¹ El término residual se distribuye Weibull dada la forma funcional de la utilidad asociada a cada decisión. Para más detalles véase McFadden (1974).

$\eta_i^{s,A}$ hasta que uno de ellos cumpla con esta condición. Las nuevas decisiones se toman con base en las siguientes utilidades: $U_i^{s,B \rightarrow A} = V_i^{s,B} \phi^A + \eta_i^{s,A}$.

En vista de que algunas de las ecuaciones tienen entre las variables dependientes a las variables independientes de otras ecuaciones, es importante definir en qué orden se *simulan* los distintos procesos². En este documento se supone la siguiente secuencia de decisiones y retornos:

- 1) Educación
- 2) Número de niños
- 3) Ocupación del jefe de hogar
- 4) Ocupación del resto de los miembros del hogar
- 5) Las distintas ecuaciones de ingreso.

Esto implica que, por ejemplo, las decisiones de educación simuladas afectan el número de niños, y no al contrario. Tal vez este es el supuesto más cuestionable, sobre todo si se tiene la magnitud del problema de los embarazos juveniles que se tiene en Colombia. Esta ordenación también implica que las decisiones simuladas del jefe del hogar afectan las del resto de los miembros, lo que permite aproximarse al problema de la simultaneidad de las decisiones ocupacionales en el hogar.

² Los modelos se estiman siempre con la información observada, de tal forma que este orden no afecta las estimaciones.

ANEXO 2. PARÁMETROS DE MODELOS ESTIMADOS PARA BOGOTÁ

En las siguientes tablas se reportan los coeficientes de los parámetros estimados y el p-valor de las pruebas de significancia individual de las regresiones realizadas para Bogotá. Se entiende por PET hogar, el número de personas en edad de trabajar en el hogar. Los modelos de decisión discreta se estiman por separado para hombres y mujeres¹. En algunos modelos *logit* multinomial, no hay suficiente información en Bogotá para incluir algunas de las variables explicativas, por ejemplo, hay pocas mujeres indígenas. En estos casos se omiten variables tanto en la estimación como en la simulación. En el caso de la ecuación de número de niños en hogares cuyo jefe es mujer, se agrupan las categorías de nivel de educación medio y alto porque en Bogotá se reportan pocos hogares cuyo jefe es mujer, con nivel educativo alto con más de dos niños. En las ecuaciones de ingreso se reportan tanto la ecuación de ingreso como la de selección². No se reportan los resultados de las ecuaciones de ingresos estimadas para las demás ciudades principales de Colombia.

A. MODELO LOGIT MULTINOMIAL DE NIVEL DE EDUCACIÓN

NIVEL EDUCATIVO	MUJER				HOMBRE			
	BAJO		ALTO		BAJO		ALTO	
	BETA	PROB.	BETA	PROB.	BETA	PROB.	BETA	PROB.
Edad	-0,04	0,00	0,21	0,00	-0,08	0,00	0,17	0,00
Edad 2	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Indígena				0,00	-1,25	0,00	0,35	0,00
Afrodescendiente	0,26	0,00	-1,01	0,00	0,42	0,00	-0,22	0,00
Edad adultos	-0,04	0,00	0,04	0,00	-0,02	0,00	0,05	0,00
PET hogar	-0,02	0,00	-0,15	0,00	0,05	0,00	-0,13	0,00
Asiste escuela	0,08	0,00	-0,03	0,01	0,11	0,00	0,02	0,39
Jefe	-0,21	0,00	-0,05	0,02	0,53	0,00	0,23	0,00
Jefe mujer	0,01	0,80	0,00	0,72	0,17	0,00	-0,07	0,00
Intercepto	20,45	0,00	-5,47	0,00	19,52	0,00	-5,92	0,00

Categoría base: nivel educativo medio.

Observaciones efectivas: 406.746 mujeres y 344.543 hombres.

Fuente: cálculos propios con base en EIG 2006-2007.

¹ En el caso del número de niños en el hogar, se separa por el género del jefe de hogar.

² La ecuación de selección contiene todas las variables de la ecuación de ingreso además de la variable *jefe* si es ingreso de asalariado o independiente, y *jefe de hogar ocupado*, si es ingreso no laboral del hogar.

B. MODELO LOGIT MULTINOMIAL DE NÚMERO DE NIÑOS EN EL HOGAR

Niños	JEFE MUJER						JEFE HOMBRE					
	1		2		MÁS DE 2		1		2		MÁS DE 2	
	BETA	PROB.	BETA	PROB.	BETA	PROB.	BETA	PROB.	BETA	PROB.	BETA	PROB.
Educación media	-0,68	0,00	-0,98	0,00	-3,55	0,00	0,18	0,00	0,16	0,00	-0,07	0,05
Educación alta	-0,68	0,00	-0,98	0,00	-3,55	0,00	0,01	0,72	-0,52	0,00	-1,54	0,00
Edad jefe	-0,04	0,00	-0,17	0,00	-0,12	0,00	-0,10	0,00	-0,14	0,00	-0,12	0,00
Edad jefe 2	0,00	0,01	0,00	0,00	0,00	0,54	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,08
Afrodescendiente							0,51	0,00	-0,27	0,00	1,03	0,00
Edad adultos	-0,03	0,00	-0,01	0,39	-0,05	0,00	-0,04	0,00	0,00	0,02	-0,02	0,00
PET hogar	0,29	0,00	0,60	0,00	0,89	0,00	0,15	0,00	0,12	0,00	0,52	0,00
Asiste escuela							-1,18	0,00	-2,40	0,00	0,47	0,00
Intercepto	1,44	0,00	3,01	0,00	2,96	0,00	3,34	0,00	3,07	0,00	1,37	0,00

Categoría base: cero niños en el hogar.

Observaciones efectivas: 85.016 hogares con jefe mujer y 172.862 con jefe hombre.

Fuente: cálculos propios con base en EIG 2006-2007.

C. MODELO LOGIT MULTINOMIAL DE DECISIÓN OCUPACIONAL DEL JEFE DE HOGAR

Ocupación	MUJER				HOMBRE			
	ASALARIADO		INDEPENDIENTE		ASALARIADO		INDEPENDIENTE	
	BETA	PROB.	BETA	PROB.	BETA	PROB.	BETA	PROB.
Educación media	-0,50	0,00	-0,67	0,00	0,27	0,00	-0,25	0,00
Educación alta	-0,15	0,00	-0,80	0,00	1,07	0,00	0,43	0,00
Edad	0,36	0,00	0,39	0,00	0,15	0,00	0,23	0,00
Edad 2	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Indígena					-0,19	0,01	-0,45	0,00
Afrodescendiente	0,32	0,00	1,14	0,00	1,02	0,00	0,44	0,00
Edad adultos	0,02	0,00	0,03	0,00	0,01	0,00	-0,01	0,00
PET hogar	0,08	0,00	0,09	0,00	0,07	0,00	-0,02	0,03
Niños en hogar	-0,15	0,00	0,00	0,00	0,09	0,00	0,02	0,09
Asiste escuela	0,64	0,00	-0,75	0,00	-0,06	0,26	-1,03	0,00
Intercepto	-5,39	0,00	-7,99	0,00	-0,25	0,02	-2,31	0,00

Categoría base: sin ingreso.

Observaciones efectivas: 85.016 mujeres y 172.862 hombres.

Fuente: cálculos propios con base en EIG 2006-2007.

D. MODELO LOGIT MULTINOMIAL DE DECISIÓN OCUPACIONAL DEL RESTO DE LAS PERSONAS DEL HOGAR EN EDAD DE TRABAJAR

OCUPACIÓN	MUJER				HOMBRE			
	ASALARIADO		INDEPENDIENTE		ASALARIADO		INDEPENDIENTE	
	BETA	PROB.	BETA	PROB.	BETA	PROB.	BETA	PROB.
Jefe inactivo	0,17	0,00	0,01	0,47	-0,26	0,00	-0,96	0,00
Jefe asalariado	0,00	0,73	-0,46	0,00	0,22	0,00	-0,82	0,00
Educación media	0,21	0,00	0,02	0,14	0,31	0,00	-0,12	0,00
Educación alta	1,30	0,00	0,59	0,00	0,88	0,00	-0,01	0,77
Edad	0,32	0,00	0,27	0,00	0,52	0,00	0,63	0,00
Edad 2	0,00	0,00	0,00	0,00	-0,01	0,00	-0,01	0,00
Indígena					2,19	0,00	-45,40	1,00
Afrodescendiente	-0,69	0,00	0,51	0,00	1,70	0,00	1,13	0,00
Edad adultos	0,02	0,00	-0,02	0,00	-0,01	0,00	-0,01	0,00
PET hogar	0,03	0,00	-0,07	0,00	0,12	0,00	-0,02	0,04
Niños en hogar	-0,03	0,00	0,04	0,00	-0,17	0,00	0,17	0,00
Asiste escuela	-0,83	0,00	-1,21	0,00	-1,15	0,00	-0,91	0,00
Jefe mujer	0,18	0,00	0,10	0,00	-0,21	0,00	-0,19	0,00
Intercepto	-6,38	0,00	-5,53	0,00	-8,48	0,00	-11,02	0,00

Categoría base: sin ingreso.

Observaciones efectivas: 321.730 mujeres y 172.046 hombres.

Fuente: cálculos propios con base en EIG 2006-2007.

E. ESTIMACIÓN DE HECKMAN DE INGRESOS DE ASALARIADOS, EN DOS ETAPAS

SALARIO	INGRESO		SELECCIÓN	
	BETA	PROB.	BETA	PROB.
Edad	-0,014	0,000	0,140	0,000
Edad 2	0,000	0,000	-0,002	0,000
Educación media	0,114	0,000	0,190	0,000
Educación alta	0,792	0,000	0,601	0,000
Niños en hogar	-0,033	0,000	-0,008	0,000
Indígena	-0,081	0,000	0,254	0,000
Afrodescendiente	0,007	0,548	0,116	0,000
Edad adultos	-0,005	0,000	0,009	0,000
PET hogar	-0,027	0,000	0,019	0,000
Asiste escuela	0,380	0,000	-0,515	0,000
Mujer	-0,161	0,000	-0,100	0,000
Jefe mujer	-0,056	0,000	0,014	0,000
Jefe			0,432	0,000
Intercepto	14,252	0,000	-2,907	0,000

Fuente: cálculos propios con base en EIG 2006-2007.

F. ESTIMACIÓN DE HECKMAN DE INGRESOS DE INDEPENDIENTES, EN DOS ETAPAS

INGRESO DE INDEPENDIENTES	INGRESO		SELECCIÓN	
	BETA	PROB.	BETA	PROB.
Edad	-0,043	0,000	0,135	0,000
Edad 2	0,001	0,000	-0,001	0,000
Educación media	0,460	0,000	-0,170	0,000
Educación alta	1,224	0,000	-0,226	0,000
Niños en hogar	-0,037	0,000	0,005	0,054
Indígena	0,365	0,000	-0,435	0,000
Afrodescendiente	-0,083	0,000	0,198	0,000
Edad adultos	-0,012	0,000	-0,003	0,000
PET hogar	-0,069	0,000	0,004	0,007
Asiste escuela	0,243	0,000	-0,368	0,000
Mujer	-0,438	0,000	-0,385	0,000
Jefe mujer	-0,166	0,000	0,050	0,000
Jefe			0,228	0,000
Intercepto	15,007	0,000	-3,368	0,000

Fuente: cálculos propios con base en EIG 2006-2007.

G. ESTIMACIÓN DE HECKMAN DE INGRESOS NO LABORALES DEL HOGAR, EN DOS ETAPAS

INGRESO NO LABORAL DE HOGARES	INGRESO		SELECCIÓN	
	BETA	PROB.	BETA	PROB.
Edad jefe	-0,001	0,585	0,012	0,000
Edad 2 jefe	0,000	0,000	0,000	0,000
Jefe educación media	0,284	0,000	0,110	0,000
Jefe educación alta	1,105	0,000	0,245	0,000
Niños en hogar	-0,200	0,000	0,255	0,000
Jefe indígena	0,300	0,000	-0,339	0,000
Jefe afrodescendiente	-0,349	0,000	0,088	0,000
Edad adultos	0,009	0,000	0,005	0,000
PET hogar	-0,014	0,001	0,280	0,000
Jefe asiste escuela	0,434	0,000	-0,023	0,132
Jefe mujer	-0,108	0,000	0,222	0,000
Jefe ocupado		0,000	-0,855	0,000
Intercepto	12,677	0,000	-0,462	0,000

Fuente: cálculos propios con base en EIG 2006-2007.

ANEXO 3. CARACTERIZACIÓN POR CIUDAD DE ALGUNOS DETERMINANTES DE LAS DIFERENCIAS EN LA DESIGUALDAD

En el siguiente cuadro se reportan para cada ciudad algunos estadísticos de las personas en edad de trabajar: porcentaje con nivel educativo alto, porcentaje sin ingreso, edad promedio, porcentaje de mujeres, porcentaje de indígenas, porcentaje de afrodescendientes y porcentaje de jefes de hogar. Además se reporta el porcentaje de hogares con más de dos niños.

CUADRO 3A. CARACTERIZACIÓN POR CIUDAD DE ALGUNOS DETERMINANTES DE LAS DIFERENCIAS EN LA DESIGUALDAD

CIUDADES	PORCENTAJE PET NIVEL EDUCATIVO ALTO	PORCENTAJE PET ASALARIADOS	PORCENTAJE PET SIN INGRESOS	PORCENTAJE DE HOGARES CON MÁS DE 2 NIÑOS
Medellín	13,80%	29,7%	53,2%	13,45%
Barranquilla	15,85%	21,5%	54,4%	26,15%
Bogotá	19,07%	34,4%	48,3%	16,07%
Cartagena	16,70%	21,4%	54,8%	22,89%
Tunja	19,57%	26,9%	55,7%	18,01%
Manizales	10,27%	29,1%	55,5%	11,53%
Florencia	10,09%	22,2%	55,3%	19,04%
Popayán	12,79%	18,5%	58,7%	13,29%
Valledupar	13,88%	18,0%	57,1%	21,47%
Montería	10,59%	26,5%	49,5%	13,93%
Quibdó	15,39%	18,2%	67,0%	14,35%
Neiva	13,04%	18,9%	56,0%	14,88%
Riohacha	13,28%	19,3%	58,1%	23,05%
Santa Marta	11,77%	20,7%	55,6%	20,78%
Villavicencio	10,57%	25,1%	48,7%	13,09%
Pasto	14,43%	26,2%	52,0%	14,82%
Cúcuta	8,50%	25,9%	50,7%	19,25%
Armenia	15,64%	22,3%	55,0%	12,30%
Pereira	12,30%	30,8%	53,2%	10,70%
Bucaramanga	14,26%	26,3%	53,2%	12,53%
Sincelejo	11,19%	20,1%	53,0%	25,06%
Ibagué	13,34%	28,1%	50,6%	13,61%
Cali	11,83%	31,1%	47,6%	14,54%

Fuente: cálculos propios con base en EIG 2006-2007.

(Continúa)

CUADRO 3A. CARACTERIZACIÓN POR CIUDAD DE ALGUNOS DETERMINANTES DE LAS DIFERENCIAS EN LA DESIGUALDAD (continuación)

CIUDADES	EDAD PROMEDIO PET	PORCENTAJE PET MUJER	PORCENTAJE PET INDIGENA	PORCENTAJE PET AFRODESCENDIENTE	PORCENTAJE PET JEFE
Medellín	36,67	55,12%	0,11%	2,15%	32,60%
Barranquilla	35,51	53,90%	0,05%	1,49%	28,41%
Bogotá	36,35	54,11%	0,57%	2,06%	34,31%
Cartagena	35,07	54,20%	0,31%	36,92%	28,19%
Tunja	34,10	55,09%	0,21%	0,11%	33,39%
Manizales	37,94	54,95%	0,04%	0,66%	34,38%
Florencia	33,33	55,08%	0,25%	1,39%	33,78%
Popayán	35,55	55,11%	1,56%	2,27%	30,71%
Valledupar	33,49	54,77%	2,04%	7,01%	28,91%
Montería	34,86	54,91%	0,25%	3,26%	27,79%
Quibdó	32,04	57,56%	0,35%	94,15%	29,58%
Neiva	35,49	55,31%	0,36%	0,99%	33,12%
Riohacha	32,29	53,86%	8,70%	3,69%	30,52%
Santa Marta	34,86	54,40%	0,21%	3,61%	27,79%
Villavicencio	35,48	54,23%	0,33%	0,41%	35,15%
Pasto	35,43	55,24%	1,44%	1,84%	32,20%
Cúcuta	35,09	53,90%	0,25%	0,88%	32,19%
Armenia	37,72	55,50%	0,60%	1,75%	35,57%
Pereira	37,60	55,01%	0,37%	1,40%	34,38%
Bucaramanga	36,86	55,32%	0,00%	0,31%	34,25%
Sincelejo	34,41	53,10%	7,06%	3,17%	28,03%
Ibagué	36,86	55,58%	0,28%	0,37%	34,45%
Cali	36,54	54,58%	3,48%	18,53%	33,96%

Fuente: cálculos propios con base en EIG 2006-2007.

¿DISCRIMINACIÓN LABORAL O CAPITAL HUMANO? DETERMINANTES DEL INGRESO LABORAL DE LOS AFROCARTAGENEROS

Julio Romero P.

Este artículo fue publicado originalmente en la revista *Coyuntura Social*, núm. 38-39 de diciembre de 2008.
El autor es economista del Centro de Estudios Económicos Regionales (CEER) del Banco de la República,
Cartagena.

El autor agradece los valiosos comentarios de Adolfo Meisel, María Aguilera, Irene Salazar, Yuri Reina,
Jaime Bonet y Joaquín Vilorio durante la elaboración del presente documento. El autor es economista del
Centro de Estudios Económicos Regionales (CEER) del Banco de la República, sucursal Cartagena.

Las opiniones expuestas no comprometen al Banco de la República ni a su Junta Directiva.

En términos económicos la discriminación puede ser entendida como aquella situación en la que algunas características superficiales de las personas, y que no están relacionadas con una asignación eficiente de los recursos, afectan su remuneración. De esta manera la compensación de esos individuos no está acorde con su productividad, lo que se traduce en una falla de mercado.

Desde el punto de vista económico la discriminación efectiva, es decir, cuando hay diferente remuneración para una misma productividad, es una pérdida de eficiencia de los mercados. La razón es el costo adicional que se debe asumir cuando los salarios relativos, por ejemplo, no reflejan la productividad relativa de los trabajadores. En el agregado la discriminación sigue siendo ineficiente por los efectos distributivos, pues se le da al grupo *favorecido* más preponderancia en las oportunidades políticas, económicas y sociales de la que permitiría su mérito, su habilidad o su talento, y se le quita participación al grupo *discriminado*.

Una de las razones por las que existe discriminación es la posición dominante que tiene un grupo respecto a los demás miembros de una sociedad en el reparto y aprovechamiento de las oportunidades económicas, políticas y sociales, que se dan de forma limitada para el grupo en desventaja. Según Becker (1957), una característica general del grupo discriminado es su tamaño relativo, que se trata, en este caso, de una minoría. Analíticamente se pueden diferenciar dos tipos de discriminación económica: la que ocurre al interior del mercado laboral y aquella que se da fuera del mercado laboral; por ejemplo, en el reparto de las oportunidades educativas o en la forma como se prepara un individuo para entrar al mercado laboral.

Las preferencias por discriminación son el resultado de actitudes económicas asumidas por los individuos en sus actividades productivas, como sucede con el *racismo* o el *nepotismo*. Supóngase que en una sociedad se pueden identificar dos grupos A y B ; la característica que permite *separar* los dos grupos no está asociada a la productividad relativa de estos grupos. Sin embargo, los individuos del grupo A obran con cierto grado de nepotismo y prefieren interactuar con miembros de su mismo grupo, de modo que sólo aceptarían a los miembros del grupo B siempre que reciban una compensación.

Las preferencias por discriminación, como lo plantea Becker (1957), no sólo operan en las relaciones entre empleados, también se encuentran en las actividades de consumo. En este caso la negociación que dos individuos hacen sobre el precio que se debe pagar por adquirir un bien o tomar un servicio puede ser afectada por condicionamientos que no son de mercado. Suponga ahora que los individuos del grupo A prefieren comprar artículos vendidos o producidos por los mismos miembros de su grupo y sólo aceptan el intercambio con miembros del grupo B si en la negociación consiguen un beneficio no pecuniario, de manera que el precio relativo de los bienes consumidos por A , pero producidos

o vendidos por B es menor que los de A . En este caso, la discriminación vía preferencias también acarrea una pérdida de eficiencia en los mercados en la medida en que los precios no reflejan la escasez relativa.

Sin estar muy lejos del planteamiento que señala que la discriminación económica es el resultado de las preferencias, ésta también puede ser el resultado de otros comportamientos económicos, como es el caso de la percepción que tenga un empleador sobre la productividad relativa de sus trabajadores. Si los empleadores están convencidos de que la productividad de los individuos de cierto grupo es menor que la productividad de los demás y sólo están dispuestos a contratarlos ofreciéndoles un salario menor (aunque en principio se trate de un juicio errado, al tratarse de una generalidad) el mercado puede validar la apreciación de los empleadores. Esta discriminación se conoce como discriminación estadística.

Además de las razones económicas —ganancias en eficiencia que se pueden conseguir al resolver el problema de la discriminación como falla de mercado—, hay otros argumentos en el terreno de lo social y político que motivan una solución al problema. Primero, en presencia de la discriminación el concepto de igualdad que se tenga en una sociedad se desvanece porque no todos los individuos están siendo tratados con la misma preocupación y respeto. Segundo, es por las complementariedades, y no por las compensaciones, que una sociedad puede ser más productiva.

La pregunta que se quiere responder en este trabajo tiene que ver con las evidencias que respalden la percepción que se tiene del mercado laboral cartagenero, en donde el lugar común ha sido que sí existe discriminación basada en diferencias raciales. Los resultados obtenidos para Cartagena se comparan con la situación observada en Cali, que es luego de Cartagena, la segunda ciudad principal del país en donde el grupo de población negra, mulata, palenquera o afrocolombiana es más preponderante (Cuadro 1). También se comparan con el total de las trece principales ciudades de Colombia.

Este documento está estructurado en cinco secciones. Luego de esta introducción, la primera sección presenta una revisión de la literatura sobre discriminación económica, principalmente en el mercado laboral, determinada por las diferencias raciales. En la segunda sección se expone la metodología, se describen las fuentes usadas para la medición de las diferencias en el ingreso laboral y se presentan los hechos estilizados y estadísticas descriptivas para la ciudad de Cartagena. En la tercera sección se muestran los resultados y se cuantifican los diferenciales en el ingreso laboral atribuidos a la raza, la proporción que se podría llamar discriminación y la que responde a otras causas. Finalmente, la cuarta sección presenta los comentarios finales.

CUADRO 1. PORCENTAJE DE LA POBLACIÓN AFROCOLOMBIANA E INDÍGENA EN LAS PRINCIPALES CIUDADES COLOMBIANAS

	(1) POBLACIÓN	(2) AFROCOLOMBIANA	(3) INDÍGENA	(4) AFROCOLOMBIANA	(5) INDÍGENA
Bogotá D. C.	6.763.325	1,43	0,22	2,18	0,14
Cali	2.119.195	25,81	0,44	22,84	0,31
Medellín	3.136.647	6,32	0,12	5,41	0,10
Barranquilla	1.564.096	10,38	0,09	5,06	0,16
Bucaramanga	954.362	1,73	0,13	0,60	0,00
Manizales	378.392	0,89	0,20	1,15	0,12
Pasto	312.759	1,63	0,44	2,16	0,59
Pereira	552.664	5,73	0,49	4,54	1,38
Cúcuta	709.765	0,95	0,72	1,63	0,02
Montería	288.192	4,45	0,44	7,90	0,11
Ibagué	465.859	1,21	0,71	0,76	0,07
Cartagena	845.801	33,14	0,17	35,63	0,03
Villavicencio	361.058	2,43	0,38	2,30	0,15
Trece ciudades	18.452.115	7,45	0,26	6,88	0,18
Región Caribe	8.904.088	15,20	6,70		
Colombia	41.467.843	10,32	3,36		

Fuente: columnas (1), (2) y (3) con información del DANE, Censo General 2005; columnas (4) y (5) con DANE, Encuesta continua de hogares 2004, y cálculos del autor.

Nota: afrocolombiano incluye la población afrodescendiente, palenquera, negra y mulata.

I. REVISIÓN DE LA LITERATURA

La revisión presentada a continuación es sintética y está dividida en dos partes. La primera muestra algunos de los métodos que se han usado para abordar empíricamente el tema de las diferencias en el ingreso o en el salario y cuya causa aparente está determinada por la raza o la cultura. La segunda parte de esta sección presenta algunos de los trabajos que se han realizado recientemente sobre el tema de las inequidades económicas de origen étnico o racial en Colombia.

A. MEDICIÓN DE LAS DIFERENCIAS EN EL INGRESO, ATRIBUIDAS EN EL CONTEXTO DE LA RAZA Y LA CULTURA

Existen varias aproximaciones al momento de cuantificar las diferencias salariales o en el ingreso laboral de los distintos grupos que conforman una sociedad. La primera consideración es que no todo lo que se calcula como inequidad puede llamarse discriminación. En el contexto de raza, y partiendo de una ecuación de ingresos de tipo Mincer, una primera aproximación es el procedimiento *ad hoc*, que consiste en descontar de las diferencias promedio, el efecto atribuido a otras

variables; por ejemplo, la educación y las demás características observables en la persona, asumiendo que el efecto que éstas tienen sobre el individuo promedio es el mismo sin importar su raza. De esta manera, el efecto que recoge una variable de elección discreta, que identifique las diferencias étnicas o raciales, expresa la prima que recibe el grupo favorecido o el costo en que incurre el grupo en desventaja, cuando una característica no correlacionada con su productividad se sobrepone a esta última.

La dificultad que existe con la anterior aproximación, común en las estimaciones mencionadas, es que en términos generales persiste un problema de variable omitida, lo que puede resultar en estimadores inconsistentes, en el caso de aceptar la relación endógena entre ingreso, raza y educación, por ejemplo; o en otras contrariedades en la forma como se especifica el problema, una de ellas es el sesgo de selección. Una solución al problema de consistencia es el uso de variables instrumentales. En el estudio de las inequidades en el ingreso laboral atribuidas a la raza, el instrumento para aliviar la simultaneidad entre ingreso y años de escolaridad ha sido la raza y la educación del padre. En esta segunda aproximación, el efecto conjunto de estas variables tiene el atractivo teórico que permite abordar el problema de las inequidades raciales desde una perspectiva de movilidad generacional. Como están determinadas para el individuo, también ofrece una explicación de qué tanto se asocia el aprovechamiento de las oportunidades económicas en las etapas de formación académica con las inequidades raciales.

Una tercera aproximación considera que, así como el resultado económico que se observa en el ingreso laboral varía según los diferentes grupos estudiados, la sociedad tiene una forma diferenciada de valorar las demás características de los individuos. En otras palabras, no existe argumento para asegurar que el retorno que reciben los individuos sea igual sin importar el grupo al que pertenecen. Por ejemplo, Welch (1973) encuentra que el grupo en desventaja, los afroamericanos, en el caso del sureste de los Estados Unidos, recibe en promedio un menor retorno por su educación. Una diferencia como la anterior puede o no estar compensada por una mayor remuneración en otras variables, por ejemplo, de su experiencia acumulada. La razón fundamental de este argumento es que, en grupos con dotaciones diferentes, existe una escasez relativa también diferente y, como resultado, los precios relativos que acompañan estas dotaciones no tienen que ser los mismos.

El procedimiento para seguir la tercera aproximación propone una estimación separada de las ecuaciones de ingreso de los grupos de estudio, y cuantifica como diferencial la distancia que resulta de comparar el ingreso observado, con

el caso contrafactual que resulta de proyectar las dotaciones de un grupo con las remuneraciones de otros grupos. La tercera aproximación la propuso Oaxaca (1973) en un estudio de los diferenciales en el salario por género y raza para los Estados Unidos en 1967. Simultáneamente, Blinder (1973) plantea esa misma metodología y la usa para estimar el diferencial entre hombres blancos y negros, hombres y mujeres blancas de los Estados Unidos en 1968.

La descomposición Blinder-Oaxaca tiene la ventaja de poder separar el diferencial total que se observa entre los individuos promedio de cada grupo en dos fuentes diferentes. La primera, es el ingreso/salario relativo, es decir, lo que puede recibir un grupo por efecto de sus dotaciones. El segundo término, es lo que podría atribuirse a la discriminación. Este último cuantifica la proporción incluida en el diferencial total asociada a las diferencias en precios relativos manteniendo las mismas dotaciones.

Otra aproximación metodológica, que ha ocupado parte del trabajo académico en la medición de inequidades económicas por razones de raza, son los estudios de auditoría y los casos que se han llevado a las cortes y tribunales. Los últimos han sido motivados por las apelaciones que han hecho algunos empleados a sus patrones por sospechas de discriminación tanto en el salario como en la elección que éstos hacen para llenar algunos cargos. El método del auditor consiste en comparar una pareja que es productiva y beneficiosa para una empresa o que es igualmente elegible para ser promovida o contratada, y se computan, como el efecto de la discriminación, las diferencias de la pareja en el resultado económico que se evalúa. Este método también ha sido usado para identificar la presencia de discriminación —basada en raza o género— en otros escenarios diferentes al mercado de trabajo, por ejemplo, en el acceso al crédito, en la vivienda arrendada y en el mercado de vehículos usados.

Una aproximación más reciente ha sido el uso de experimentos sociales que abogan por una mejor definición de la discriminación. En esta línea se pretenden superar primero las dificultades en la estimación y sólo considerar el efecto que es discriminatorio y, segundo, la pérdida de generalidad e interpretación condicionada de los estudios de auditoría. En el trabajo de Bertrand y Mullainathan (2004) se considera la discriminación en el mercado laboral como aquella situación en la que dos candidatos para ocupar una vacante, con el mismo perfil, tienen diferentes probabilidades de obtener el empleo cuando la variable raza/cultura es inferida u observada por el empleador. El experimento consistió en responder con currículos iguales en los que simplemente varían el nombre a diferentes convocatorias, en este caso el nombre actúa como la señal por la que el empleador puede inferir el origen racial o cultural del postulante, y al final cuantifican como un éxito que una persona sea llamada para ser entrevistada.

B. INEQUIDADES ECONÓMICAS DE ORIGEN ÉTNICO O RACIAL EN COLOMBIA

El artículo de Flórez, Medina y Urrea (2003) contiene una revisión sobre la literatura de exclusión social basada en raza para América Latina. Los autores advierten sobre las limitadas y no siempre confiables fuentes e información necesarias para abordar el problema, situación que también se presenta en el caso colombiano. También señalan que las fuentes de información para abordar el tema en Colombia no son abundantes.

En el trabajo de Flórez *et al.* se comentan algunas de las fuentes. Por ejemplo, entre los censos recientes el de 1993 intentó cuantificar la población indígena y afrocolombiana a partir de una sola pregunta que identificó a quienes pertenecía a grupos minoritarios. La anterior aproximación fue limitada por varias razones, una de ellas es que, si bien podría ser aceptable para departamentos predominantemente indígenas como La Guajira o afrocolombianos como Chocó, no lo era para departamentos en donde se presentan los dos grupos, por ejemplo Nariño o en la región Caribe. La otra fuente disponible, de cobertura más o menos aceptable, fue la Encuesta continua de hogares de 2000. En la actualidad se cuentan tres fuentes más: la Encuesta de calidad de vida de 2003, la Encuesta continua de hogares de 2004, que para el segundo trimestre, acompañada del módulo que se suele incluir en los meses de abril, mayo y junio, sobre condiciones laborales, incluyó un módulo de autorreconocimiento étnico y racial; y la fuente más reciente es el Censo general de 2005.

Sobre las experiencias latinoamericanas Flórez *et al.* (2003) señala que, aún cuando se descuenta de las diferencias en el ingreso el efecto atribuido a las características observables en la persona, la raza y la cultura, continúan siendo fuentes significativas de diferencias en el logro educativo y en la prosperidad económica de los individuos.

Los autores también discuten los problemas existentes con la información de autorreconocimiento, pues hay renuencia por parte de los encuestados en reconocerse en las diferentes categorías cuando los conceptos que se utilizan, como *indígena* o *negro*, guardan un contenido peyorativo. Por ejemplo, los términos *ladino* y *cafre* de uso errado, aunque comunes y despectivos para referirse a la pereza y la incompetencia, a la astucia y a la tosquedad, son los nombres de algunas de las tribus africanas introducidas en América por la *trata*.

Los mismos autores proponen separar estas distorsiones del lenguaje utilizando material visual en el momento de realizar los sondeos para identificar la variable *raza*, como se hizo en la Encuesta continua de hogares de 2000. También se propone cotejar la información reportada por el encuestado con la percepción que tiene el encuestador, que podría estar apoyada en un entrenamiento previo para realizar la pregunta. El anterior experimento ha sido usado con el ánimo de

cuantificar el *blanqueamiento* que sufren los datos autorreportados, cuando, por las causas ya mencionadas, existe aversión a ser identificado como un miembro del grupo en desventaja.

En el trabajo de Flórez, Medina y Urrea (2003), además de documentar las experiencias latinoamericanas en el tema de raza y exclusión social, y los sesgos que se advierten a la hora de cuantificar la población que según la raza se puede catalogar como negra, mulata, blanca o mestiza, y según etnia como indígena o afrocolombiana, también se sugiere utilizar la metodología Blinder-Oaxaca para el cómputo de los diferenciales salariales o en el ingreso laboral que se le pueden atribuir a las diferencias étnicas o raciales en Colombia.

Rojas (2006) estudia el diferencial salarial atribuido a la raza usando la Encuesta de calidad de vida de 2003. La autora muestra que, aunque los hombres afrocolombianos entre 25 y 55 años perciben menos ingreso que los demás hombres de la misma edad, esta diferencia pierde significancia cuando se controla por el capital humano. La educación explica, en mayor medida, las diferencias salariales que la autora señala, y el resultado es la preponderancia que se observa de los afrocolombianos en los primeros quintiles. Afirmo que las diferencias en las dotaciones, en educación, por ejemplo, son el reflejo de la existencia de exclusión en las primeras etapas de la vida del individuo, las que se dan antes de que participe en el mercado laboral.

El estudio de las diferencias en el estado de salud de la población atribuidas a la raza es importante porque en él prevalecen dos efectos, el primero estaría determinado por una predisposición genética, el segundo se puede asociar al contexto histórico y social. Por ejemplo, la exclusión puede llevar a un grupo a su marginación en el reparto de oportunidades económicas y, por lo tanto, a la privación de servicios básicos, lo que se traduce en una exposición injustificada a situaciones adversas que se manifiestan en detrimento de la calidad de vida. Si el segundo efecto es durable, se espera que éste actúe sobre el primero. El anterior ha sido el tema de investigación de dos trabajos recientes que se referencian a continuación.

Cárdenas y Bernal (2005) se preguntan por la inequidad étnica y racial en el sector salud. Definen como grupo de estudio la minoría que representan los indígenas y afrocolombianos. En el trabajo usan la Encuesta de calidad de vida de 2003 y también los datos de la evaluación al programa de Familias en Acción, información que ha sido recolectada por el Departamento Nacional de Planeación. Los autores indican que las disparidades étnicas y raciales se reducen una vez se tiene el control de otras características socioeconómicas del individuo. Así mismo, afirman que las condiciones de salud más favorables se observan en aquellos grupos de la población que mejoran su situación económica y social. En el estudio se usan diferentes indicadores para medir el problema y se hace

especial énfasis en el acceso, la atención y el estado de salud de la población sondeada.

Los autores señalan que las condiciones económicas y sociales de los grupos minoritarios son adversas si se comparan con el resto de la población. Las variables que usan para hacer esta afirmación son el diferencial de ingreso, la tasa de desempleo, el empleo formal, necesidades básicas insatisfechas, educación y servicios básicos.

Basados en los datos de la Encuesta de calidad de vida de 2003, concluyen que aunque los individuos que pertenecen a los grupos minoritarios se perciben en una peor situación de salud, comparados con el resto, no hay una evidencia que soporte la diferencia significativa en el estado de salud que sea atribuida a las diversidades étnicas o raciales. Sin embargo, si se usa la segunda fuente de información que incluye variables antropométricas, los datos de Familias en Acción, encuentran que el peso al nacer y la relación talla-edad, varía de forma considerable según la probabilidad de pertenecer a una minoría, determinada esta última por la Encuesta de calidad de vida.

La recomendación de estos autores está orientada a mejorar las condiciones socioeconómicas de los grupos minoritarios, antes que cambiar la funcionalidad de las instituciones de asistencia social. En forma particular señalan cómo la educación juega un papel crucial a la hora de determinar dichas condiciones, por ejemplo, en la formalidad del empleo. Indican, además, que las investigaciones futuras deben buscar el porqué del reducido acceso a la educación y al empleo formal que se observa en los grupos minoritarios.

El otro trabajo es el de Ortiz (2005). En su tesis sobre inequidad étnica y racial en el sector salud, también toma la información de la Encuesta de calidad de vida 2003, y señala que existen diferencias en la probabilidad de pertenecer a una administradora del régimen subsidiado (ARS) que son atribuidas a factores culturales y raciales, aun descontando el efecto que está determinado por las características del individuo, su entorno social y económico.

En su análisis, el autor también introduce algunas estadísticas descriptivas que ofrecen un panorama sobre la situación socioeconómica de los diferentes grupos (afrocolombianos, indígenas, y el total de grupos minoritarios) comparados con el resto de la población. En el artículo se hace una distinción necesaria entre las regiones estudiadas y la razón es la preponderancia que tienen estos grupos en las regiones Pacífica y Caribe. Las variables que utiliza para detallar esta situación son el hacinamiento, el ingreso promedio, la escolaridad promedio (años de educación formal), el nivel educativo del principal perceptor de ingreso en el hogar y el tamaño del hogar. La metodología usada en este caso es la de modelos de variable discreta, *probit* y *logit*, multivariados.

El autor sólo tiene en cuenta a los beneficiarios del régimen subsidiado indicado por los niveles uno y dos del Sistema de Identificación de Potenciales Beneficiarios de Programas Sociales (Sisbén), y encuentra que las variables de autorreconocimiento son significativas, es decir, que según sus resultados los afrocolombianos tienen menos probabilidad de pertenecer a una ARS mientras que los indígenas más. El autor lo atribuye a que el grupo indígena es más cohesivo, y está mejor constituido como minoría. Esto se traduce en una mejor representación ante diferentes estamentos y mayor presión para hacer valer sus derechos. En este trabajo se puede ver que los resultados no cambian cuando se analizan las regiones Pacífica y Atlántica por separado.

El autor concluye que existen inequidades en la probabilidad de pertenecer al régimen subsidiado, y se trata de un sesgo a favor de quienes se autorreconocen como indígenas y en contra del grupo de afrocolombianos. El anterior resultado le ofrece un soporte para cuestionar la evidencia de Cárdenas y Bernal (2005), pues estos autores incluyen indígenas y afrocolombianos en una misma categoría, razón para no encontrar un efecto significativo que los diferencie del resto de la población. Sin embargo, el trabajo de Cárdenas y Bernal (2005) tampoco pretendía una separación entre las dos formas de afiliación, contributivo y subsidiado. Como respuesta, el autor defiende la necesidad de separar los dos regímenes, pues el subsidiado aboga por los grupos que por insuficiencia de ingresos no pueden pertenecer al contributivo.

Los grupos minoritarios viven en condiciones socioeconómicas diferentes a las que se observan en el resto de la población colombiana y como medida de política el autor sugiere fomentar la cohesión que tiene el grupo de afrocolombianos con el fin de lograr una mejor representación frente a los diversos organismos públicos.

El problema de la pertenencia étnica y racial en Colombia también es un problema regional. La preponderancia que tienen los diferentes grupos en zonas específicas ha motivado estudios para aquellas ciudades en donde se presume que existen tensiones sociales atribuidas a la raza o la cultura. Díaz y Forero (2006) estudian la movilidad social y la segregación racial en dos de las principales ciudades en el Caribe colombiano usando la Encuesta continua de hogares de 2000. Los autores señalan que Cartagena, con mayor porcentaje de raza negra, es más desigual y tiene menor movilidad social que Barranquilla, en donde se observa menor polarización en el ingreso según raza y mayor movilidad social. Para Barranquilla concluyen que no hay discriminación laboral basada en raza o género, a diferencia de lo que ocurre en Cartagena o en el total de las trece principales ciudades colombianas.

Viáfara y Urrea (2006) se preguntan por los efectos de la raza y el género en el proceso de estratificación social. Comparan la situación de Cali, Cartagena

y Bogotá usando la Encuesta continua de hogares 2000. Como determinantes toman en consideración, además de la raza y el género, el logro educativo, la ocupación y los efectos generacionales. Sus resultados muestran un efecto circunstancial, pues los afrocolombianos tienen menos probabilidad de pertenecer a ciertos niveles de estatus, los más altos. Sin embargo, los más jóvenes tienen mayor probabilidad de alcanzar los estados más altos si se comparan con las generaciones anteriores. En el contexto de movilidad social indican que la educación del padre importa, aunque más en Bogotá que en las otras dos ciudades incluidas. Los autores también plantean que el efecto del género no es significativo una vez se controla por la cohorte, educación del padre y raza. Por otro lado, la raza sí determina el logro educativo de los individuos, la mayor diferencia se observa en Cartagena, luego en Bogotá y Cali.

Urrea, Ramírez y Botero (2006) presentan las características demográficas de la población afrocolombiana en Cali y Cartagena, usando datos del Censo general de 2005. Focalizan el problema de estudio en dos ciudades por dos razones: primero, porque ambas están entre los principales centros urbanos de Colombia: en términos absolutos, Cali es la ciudad en donde más personas se autorreconocen como afrocolombianas, y Cartagena es donde mayor participación porcentual tiene este grupo. Segundo, por la importancia de procesos históricos. Una característica salta a la vista: en Cali, y por influencia de la zona norte y sur del Valle, señalan que su proceso de urbanización se caracterizó desde los años cincuenta por una marcada inmigración de población de raza negra proveniente de la región Pacífica.

Los autores discuten las diferencias demográficas entre los dos grupos, los que se identifican como afrocolombianos y el resto de la población, para ambas ciudades. Una de ellas es la razón de dependencia juvenil, o la relación entre la población joven, de la que se espera ocupe su tiempo en el disfrute de la niñez o se dedique a las actividades escolares, y la población que por su edad, mayores de 20 años, se espera que su principal ocupación sean las actividades productivas. En este indicador, los autores encontraron una mayor dependencia en los afrocolombianos, que es aún mayor en el caso de Cartagena.

Otro indicador que no se puede dejar de mencionar es el tamaño del hogar. Urrea *et al.* (2006) muestran que, en cada ciudad, la población afrocolombiana vive en hogares más grandes. Cartagena muestra otra particularidad. Los hogares cartageneros, sin importar su condición étnica o racial, son más grandes. También salta a la vista la fecundidad que se observa en la mujeres cartageneras entre 15 y 34 años. La fecundidad es alta en el grupo de mujeres afrocolombianas, y la diferencia es proporcionalmente mayor de lo que se observa en Cali.

En cuanto al factor humano, señalan que la población afrocolombiana, en las dos ciudades, se caracteriza por más analfabetismo, situación presente en todos

los grupos de edad, menor asistencia escolar y menos años de educación formal. Otro elemento es que aunque las diferencias en educación atribuidas al género son menores en el grupo de los afrocolombianos, esta igualación ocurre hacia abajo.

II. METODOLOGÍA

En este artículo se realiza la descomposición Blinder-Oaxaca, para estimar las diferencias en el ingreso laboral entre quienes se autorreconocen como afrocolombianos, negros, mulatos y palenqueros y el resto de la población, en Cartagena, Cali y el total de las trece principales ciudades colombianas. La inclusión de los dos últimos territorios es para fines comparativos, Cali y su área metropolitana, por tratarse de la ciudad en la que más reside población con estas características étnicas y raciales¹. El cómputo para el total de trece ciudades es con el fin de tener el panorama que en el nivel urbano se percibe en Colombia.

Como ha sido documentado, la metodología Blinder-Oaxaca tiene algunas propiedades favorables a la hora de cuantificar dichas diferencias. En términos generales, esta metodología permite descomponer el diferencial estimado en dos causas distintas: una atribuida a las diferencias en la dotación de capital humano con que cuenta cada grupo de estudio, y la segunda es un ejercicio contrafactual, y está atribuida a la remuneración de dichas dotaciones.

También se hicieron comparaciones con otros diferenciales. Precisamente se hizo la misma descomposición para el caso de hombres y mujeres, en las ciudades analizadas. Esto con el fin de tener una idea de qué tan preponderante es el diferencial que se puede atribuir a la discriminación racial cuando se compara con otros diferenciales que no son explicados por las dotaciones.

A. DATOS

Se usaron dos fuentes de información. La primera de ellas es el Censo general de 2005. Estos datos se tomaron únicamente para la ciudad de Cartagena y a un nivel de desagregación de manzanas. La motivación para usar esta fuente es ofrecer algunas estadísticas descriptivas y georreferenciadas de la variable de

¹ Según el censo de 2005, el porcentaje de la población caleña que se autorreconoce como de raza negra o mulata, o culturalmente como afrocolombiana o palenquera es de 25,81%, siendo la segunda ciudad principal que concentra mayor población con estas características, después de Cartagena con un 33,14%. Aunque en términos absolutos, Cali y su área metropolitana es la más poblada y alberga a 546.911 habitantes, le sigue Cartagena con 280.307 individuos que se autorreconocen como negros, mulatos, afrocolombianos o palenqueros.

autorreconocimiento étnico incluida en el censo y otras que pueden dar una idea en líneas gruesas sobre la situación material de los hogares cartageneros.

La segunda fuente de información es la Encuesta continua de hogares para el segundo trimestre de 2004. En esta etapa de la encuesta se incluyó un módulo de autorreconocimiento étnico y racial que operó de la siguiente manera. Primero se sondearon las preguntas de pertenencia a los diferentes grupos étnicos, dando a los encuestados la libertad de elegir su respuesta. Si el encuestado respondió afirmativamente a algunas de las opciones señaladas, se le preguntó, entonces, si el encuestado hablaba la lengua del pueblo del que se autorreconoce, siendo el lenguaje la variable que determina la característica cultural. Si el encuestado respondía que no pertenecía a alguna de las opciones señaladas (afrocolombiano, palenquero, indígena, gitano o raizal), se le preguntaba por sus características raciales ofreciendo las opciones de blanco, negro, mulato, mestizo o ninguna de las anteriores. Como grupo de estudio se consideró la población que se autorreconoce como de raza negra o mulata, o culturalmente como afrocolombiano o palenquero.

Los datos de la encuesta, que son de corte transversal, y dadas las limitaciones que esto puede plantear, permiten la estimación de las ecuaciones de ingresos necesarias para hacer la descomposición Blinder-Oaxaca a nivel de individuo. El Mapa 1 (p. 137) dilucida algunas de las dudas que puedan surgir sobre la representatividad de la información en la ciudad de Cartagena. Las manzanas que se señalan con la circunferencia muestran los sitios en donde se recogieron los datos en el trimestre estudiado.

B. HECHOS ESTILIZADOS

En esta subsección se ofrecen algunas estadísticas descriptivas para Cartagena. La primera característica que se debe resaltar es la localización que se observa en la ciudad de acuerdo con su pertenencia étnica y racial. En el Mapa 2 (p. 138) sobresalen en un tono más oscuro las manzanas en las que, de acuerdo con los datos del censo, existe más densidad de la población grupo de estudio, y se observa que esta variable es más preponderante en tres zonas específicas de la ciudad. Primero, el área de influencia de la Ciénaga de la Virgen (sector oriental). Segundo, el área que circunda el Cerro de la Popa. Tercero, el sector suroriental de la ciudad.

El Mapa 2 también muestra cómo el sector histórico y turístico, la zona norte y centrooriental se caracterizan por albergar una menor densidad de población que se autorreconoce como negra, mulata, afrocolombiana o palenquera.

En el Mapa 3 (p. 139) se coteja la variable de pertenencia étnica con una situación de pobreza material, esta última indicada a partir del porcentaje de viviendas que, en cada manzana, no cuentan con el servicio de alcantarillado. Los datos del Censo general de 2005 indican que son tres los sectores que concentran mayor insatisfacción en esta necesidad básica: 1) el área de influencia que circunda a la Ciénaga de la Virgen, y nuevamente; 2) las laderas del Cerro de la Popa, y 3) el sector sur oriental de la ciudad. En el Mapa 3 también se puede apreciar cómo la población grupo de estudio se localiza, en una proporción más alta, en los tres polos de subdesarrollo de la ciudad. Las dos variables introducidas hasta el momento no se distribuyen de forma aleatoria en la ciudad y guardan una correlación mutua superior al 35%, que aunque no es contundente sí es significativa.

La tercera variable que se presenta en esta rápida descripción de Cartagena es el porcentaje de individuos que por razones económicas no consumieron una de las tres comidas en la semana anterior a ser encuestados. En el Mapa 4 (p. 140) se observa una distribución que no es aleatoria y, que aunque está menos concentrada que las dos variables anteriores, exhibe un patrón similar. En este caso se tiene que el porcentaje de personas expuestas al hambre en las manzanas del sector norte y turístico es mínimo si se compara con esta misma observación en las áreas que demandan mayor atención. La correlación entre este indicador y el porcentaje de la población afrocartagenera es del orden del 30% menor al anterior. No se puede tomar como una asociación fuerte entre las dos variables, aunque sí es sustancial: Cartagena cuenta con más de siete mil manzanas y aproximadamente seis mil de éstas fueron incluidas en las estimaciones.

El Cuadro 2 ofrece dos estimaciones de las relaciones de dependencia espacial para cada una de las variables introducidas y diferentes grados de contigüidad. En términos generales lo que se quiere mostrar es cómo estos indicadores van perdiendo importancia cuando se incluyen más manzanas en las vecindades que se tiene para cada observación. En el Cuadro 2, se observa cómo el estadístico de Moran disminuye y el de Geary aumenta.

CUADRO 2. ANÁLISIS DE DEPENDENCIA ESPACIAL PARA LAS VARIABLES DE AUTORRECONOCIMIENTO ÉTNICO Y RACIAL, COBERTURAS EN ALCANTARILLADO Y HAMBRE EN LA CIUDAD DE CARTAGENA

ORDEN	CONTRASTE I DE MORAN			CONTRASTE C DE GEARY		
	RAZA	ALCANTARILLADO	HAMBRE	RAZA	ALCANTARILLADO	HAMBRE
1	0,39	0,83	0,28	0,58	0,15	0,69
2	0,27	0,72	0,20	0,70	0,23	0,70
3	0,16	0,51	0,14	0,84	0,40	0,73
4	0,08	0,26	0,05	0,93	0,53	0,80
Hasta 2	0,31	0,75	0,22	0,67	0,21	0,70
Hasta 3	0,21	0,59	0,17	0,78	0,33	0,72
Hasta 4	0,14	0,39	0,10	0,86	0,45	0,77

Fuente: coberturas de alcantarillado; autorreconocimiento étnico y racial y personas que reportaron no haber tomado alguna comida en la semana anterior al censo, son tomados de DANE, Censo General 2005. Las matrices de ponderaciones fueron construidas con la información cartográfica contenida en DANE, Malla Virtual de Cartagena.

Nota: el contraste de Moran fue calculado como $I = (N / SO) X' W X \text{inv}(X' X)$, donde X es la variable de interés, W la matriz de ponderaciones, SO la sumatoria total de ponderaciones y N el número de manzanas incluidas. La matriz W está basada en la contigüidad geográfica de las unidades estudiadas. Orden uno indica que cuantifica la determinancia que pueden ejercer las manzanas vecinas sobre cada una de ellas; orden dos, toma en cuenta el efecto de las manzanas vecinas de las vecinas; hasta orden dos, incluye tanto las manzanas vecinas como las vecinas de las vecinas. La C de Geary, se computó a partir de la fórmula $C = (N - 1) / (2 SO) \sum \sum W_{ij} (\chi_i - \chi_j)^2$; y se espera de los dos contrastes la equivalencia $I \approx 1 - C$.

III. RESULTADOS

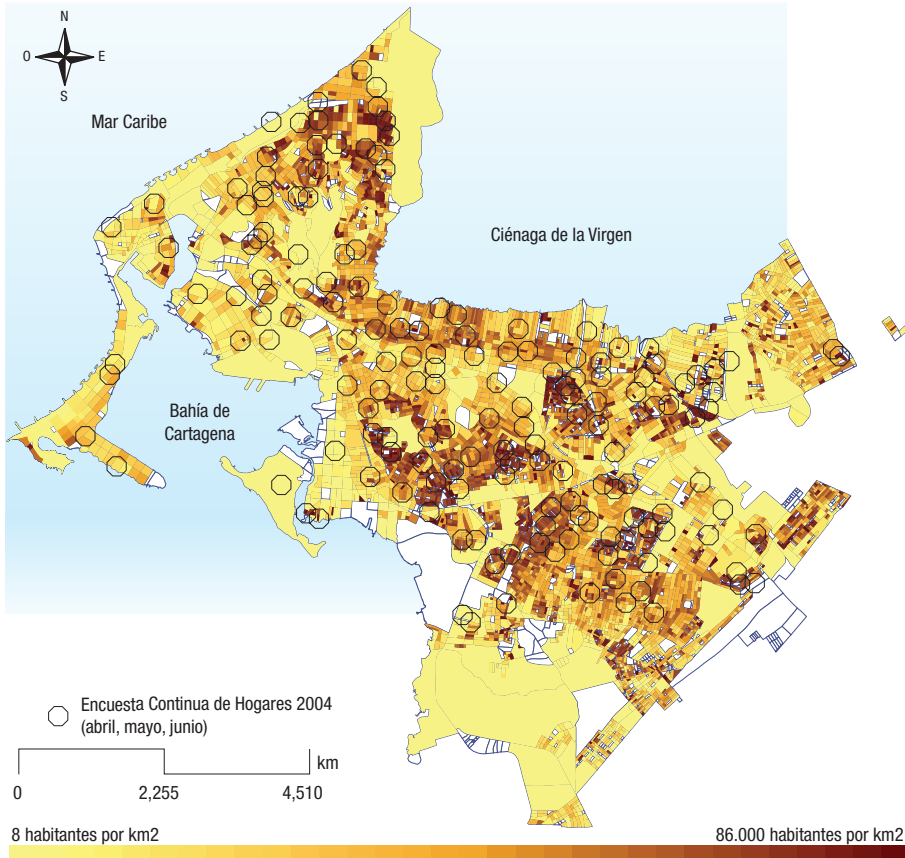
En esta sección se presentan los resultados de las estimaciones del diferencial en el ingreso laboral siguiendo la metodología Blinder-Oaxaca. La primera aproximación al problema es una serie de regresiones con el ánimo de cuantificar de manera ad hoc dichas mediciones.

Las regresiones (1), (3) y (5) de la Cuadro 3 muestran, para el total de las trece ciudades y de forma individual para Cali y para Cartagena, una primera aproximación a las inequidades atribuidas al género y a la raza. En los tres casos la variable raza es significativa y explica más del 15% del diferencial en el ingreso.

En las regresiones (2), (4) y (6) se incluye un *spline* de cinco variables para capturar el efecto del nivel educativo. Lo que se observa en las tres regresiones es que hay una caída drástica y significativa en la variable raza si se compara con el conjunto de regresiones comentadas antes. La raza, en el mejor de los casos, explica una diferencia del 5% en el ingreso laboral en la ciudad de Cartagena.

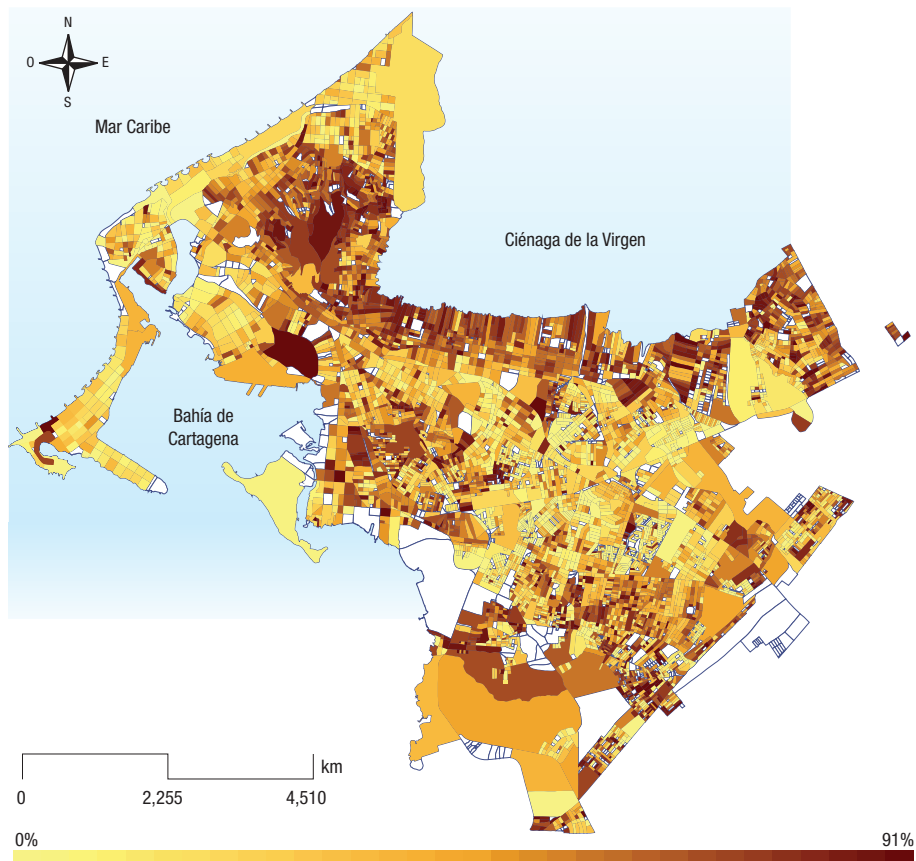
Las estimaciones anteriores suponen que la sociedad sigue valorando igual todas las demás características incluidas y, como se muestra a continuación, con la metodología Blinder-Oaxaca, hay evidencia para los tres territorios estudiados de que este supuesto no tiene por qué cumplirse.

MAPA 1. MANZANAS INCLUIDAS EN LA ENCUESTA CONTINUA DE HOGARES EN LOS MESES DE ABRIL, MAYO Y JUNIO DE 2004



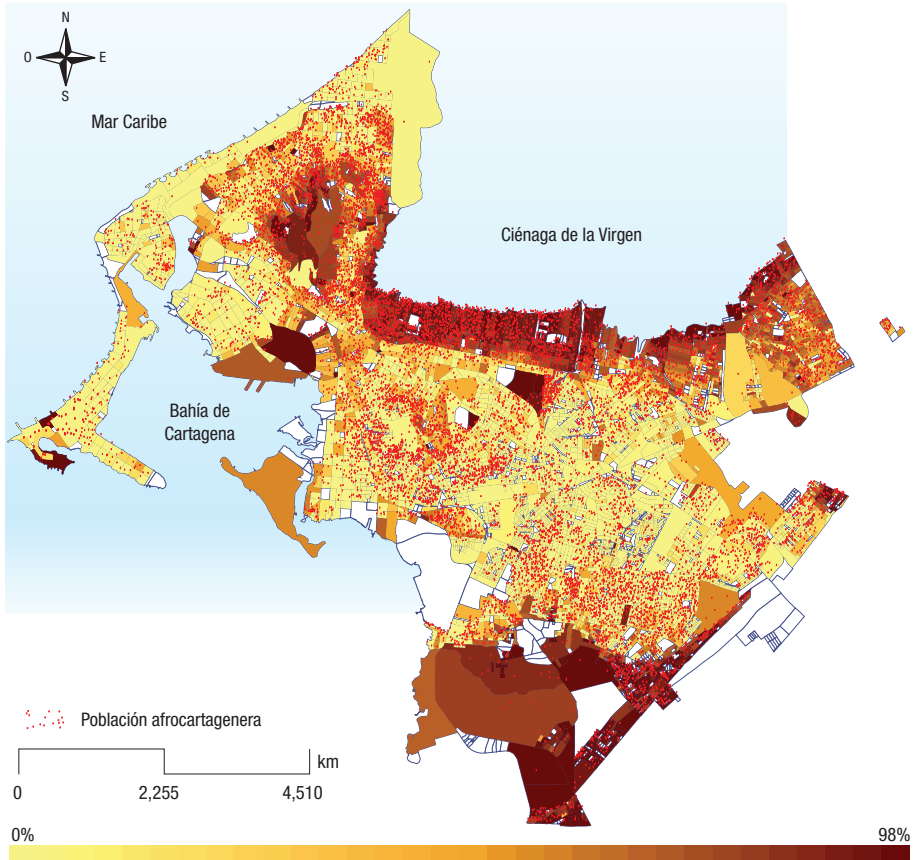
Fuentes: DANE (Censo general de 2005); para los datos de población por manzanas; Encuesta continua de hogares; y malla virtual de Cartagena, para la información geográfica.

MAPA 2. PORCENTAJE DE LA POBLACIÓN QUE SE AUTORRECONOCE COMO NEGRA, MULATA, AFROCOLOMBIANA O PALENQUERA



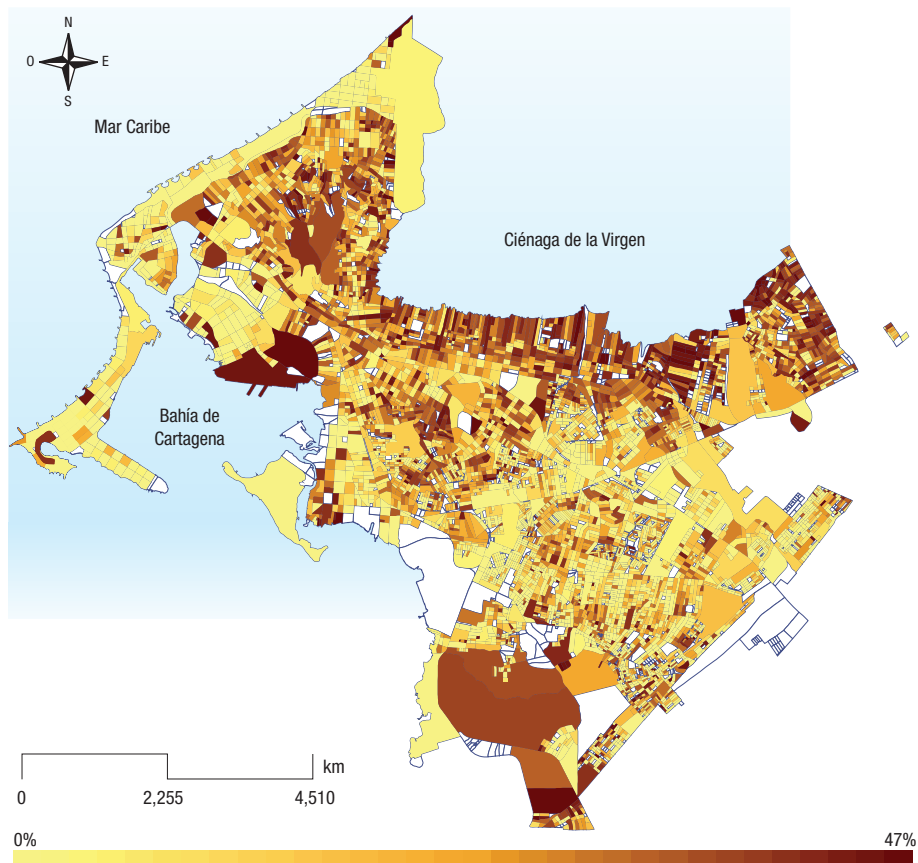
Fuentes: DANE (Censo general de 2005): para los datos de autorreconocimiento étnico y racial; y malla virtual de Cartagena, para la información geográfica; y cálculos del autor.

MAPA 3. LOCALIZACIÓN DE LA POBLACIÓN QUE SE AUTORRECONOCE COMO NEGRA, MULATA, AFRODESCENDIENTE O PALENQUERA SEGÚN SITUACIÓN DE POBREZA MATERIAL EN LA CIUDAD DE CARTAGENA



Fuentes: DANE (Censo general de 2005): para los datos de población por manzanas; y malla virtual de Cartagena, para la información geográfica.

MAPA 4. PORCENTAJE DE LA POBLACIÓN QUE, POR RAZONES ECONÓMICAS, NO TOMÓ UNA DE LAS TRES COMIDAS EN LA SEMANA ANTERIOR AL CENSO



Fuentes: DANE (Censo general de 2005); para los datos de población; y malla virtual de Cartagena, para la información geográfica; y cálculos del autor.

CUADRO 3. ESTIMACIONES DE LAS DIFERENCIAS EN EL INGRESO LABORAL ATRIBUIDAS AL GÉNERO Y LA RAZA EN LAS TRECE PRINCIPALES CIUDADES, CALI Y CARTAGENA

<i>LNW</i>	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Mujer	0,048 <i>(0,008)</i>	-0,081 <i>(0,007)</i>	-0,016 <i>(0,030)</i>	-0,099 <i>(0,027)</i>	-0,065 <i>(0,025)</i>	-0,225 <i>(0,022)</i>
Raza	-0,174 <i>(0,015)</i>	-0,050 <i>(0,014)</i>	-0,158 <i>(0,034)</i>	-0,027 <i>(0,031)</i>	-0,177 <i>(0,025)</i>	-0,042 <i>(0,021)</i>
Edad	-0,029 <i>(0,002)</i>	0,053 <i>(0,002)</i>	-0,026 <i>(0,007)</i>	0,046 <i>(0,007)</i>	-0,034 <i>(0,007)</i>	0,030 <i>(0,007)</i>
Edad ² <i>[miles de años]</i>	0,418 <i>(0,025)</i>	-0,563 <i>(0,026)</i>	0,365 <i>(0,085)</i>	-0,482 <i>(0,087)</i>	0,454 <i>(0,083)</i>	-0,256 <i>(0,082)</i>
<i>Primaria</i>		0,191 <i>(0,015)</i>		0,140 <i>(0,049)</i>		0,066 <i>(0,041)</i>
<i>Secundaria incompleta</i>		0,129 <i>(0,012)</i>		0,129 <i>(0,044)</i>		0,080 <i>(0,033)</i>
<i>Secundaria completa</i>		0,257 <i>(0,010)</i>		0,303 <i>(0,038)</i>		0,278 <i>(0,028)</i>
<i>Universidad incompleta</i>		0,381 <i>(0,013)</i>		0,377 <i>(0,047)</i>		0,352 <i>(0,037)</i>
<i>Universidad completa</i>		0,735 <i>(0,014)</i>		0,642 <i>(0,055)</i>		0,668 <i>(0,042)</i>
λ	-0,955 <i>(0,007)</i>	0,018 <i>(0,016)</i>	-0,861 <i>(0,029)</i>	0,004 <i>(0,055)</i>	-0,717 <i>(0,021)</i>	-0,088 <i>(0,042)</i>
Constante	10,106 <i>(0,042)</i>	7,369 <i>(0,049)</i>	9,995 <i>(0,142)</i>	7,583 <i>(0,164)</i>	10,066 <i>(0,142)</i>	7,954 <i>(0,152)</i>
Observaciones	85.348	85.348	6.705	6.705	6.728	6.728
No censuradas	39.983	39.983	3.406	3.406	2.874	2.874
Log. verosimilitud	-97.630,44	-90.950,90	-8.021,15	-7.598,98	-6.019,00	-5.398,14
Iteraciones	5	2	4	2	4	3

Fuente: DANE, Encuesta continua de hogares 2004 (abril, mayo y junio) y cálculos del autor.

Nota: [1] Los estimadores son calculados por máxima verosimilitud y controlan el sesgo de selección. Las variables incluidas en la ecuación de selección además de la edad (2 variables) y el spline (5 variables) para expresar el nivel educativo, fueron el ingreso no laboral y un conjunto de características individuales (5 variables). Otros detalles de las estimaciones anteriores se pueden consultar en el apéndice, Cuadro A1. [2] La importancia relativa de cada observación corresponde a la estructura etaria por quinquenios y según género observada en cada ciudad o área metropolitana; información tomada de DANE, Censo General 2005. [3] La variable (Raza = 1) señala los individuos que se autorreconocieron como afrocolombianos o palenqueros de acuerdo con su pertenencia étnica o como negros o mulatos según sus características raciales. [4] (Errores estándar).

El Cuadro 4 muestra tanto las diferencias en la remuneración a cada factor, como las diferencias en las dotaciones. En este caso se está comparando el grupo de estudio con el resto de la población únicamente para la ciudad de Cartagena. De las mediciones siguientes se puede decir que existen diferencias significativas en el retorno a la experiencia acumulada, indicada a través de la edad; en la remuneración de los estudios técnicos, tecnológicos o universitarios incompletos, y en el término constante, que muestra que, en promedio, los afrocartageneros reciben menos por hora trabajada, dadas las características del modelo.

Por otro lado, se observa que ambos grupos mantienen una estructura más o menos similar en cuanto a las dotaciones.

CUADRO 4. ESTIMACIONES DE LA DESCOMPOSICIÓN BLINDER-OAXACA SOBRE EL DIFERENCIAL EN EL INGRESO QUE ES ATRIBUIDO A LA RAZA Y QUE SE OBSERVA EN CARTAGENA

	REMUNERACIONES			DOTACIONES		
	β_M	β_H	$\beta_M - \beta_H$	Z_M	Z_H	$Z_H - Z_M$
<i>lnW</i>				8,790 (0,654)	9,089 (0,752)	0,299 (0,719)
Edad	0,024 (0,010)	0,002 (0,009)	0,022 (0,009)	37,688 (12,082)	37,921 (11,393)	0,233 (11,644)
Edad ² [miles de años]	-0,197 (0,115)	0,081 (0,106)	-0,278 (0,109)	1,566 (1,007)	1,568 (0,948)	0,002 (0,970)
Primaria	0,035 (0,056)	0,085 (0,065)	-0,050 (0,062)	0,854 (0,353)	0,938 (0,240)	0,084 (0,286)
Secundaria incompleta	0,124 (0,047)	0,058 (0,048)	0,066 (0,048)	0,656 (0,475)	0,818 (0,386)	0,163 (0,420)
Secundaria completa	0,254 (0,045)	0,279 (0,038)	-0,025 (0,040)	0,363 (0,481)	0,603 (0,489)	0,241 (0,486)
Universidad incompleta	0,405 (0,071)	0,292 (0,046)	0,113 (0,057)	0,131 (0,338)	0,320 (0,467)	0,189 (0,425)
Universidad completa	0,606 (0,090)	0,625 (0,051)	-0,018 (0,068)	0,066 (0,248)	0,206 (0,404)	0,140 (0,356)
λ	-0,075 (0,112)	-0,332 (0,044)	0,256 (0,077)	0,563 (0,450)	0,516 (0,431)	-0,047 (0,438)
Constante	7,929 (0,214)	8,567 (0,197)	-0,638 (0,204)	1,000	1,000	0,000
Observaciones	2.404	4.324				
No censuradas	1.079	1.795				
Log. verosimilitud	-1.991,74	-3.430,53				
Iteraciones	2	4				

Fuente: DANE, Encuesta continua de hogares 2004 (abril, mayo y junio) y cálculos del autor.

Nota: [1] Los estimadores son calculados por máxima verosimilitud y controlan el sesgo de selección. Los detalles de las estimaciones anteriores se pueden consultar en el apéndice, Cuadro A2. [2] AC: afrocartageneros, R: resto de cartageneros. [3] Las dotaciones corresponden al promedio de cada variable para los afrocartageneros y no afrocartageneros cuyo ingreso laboral es observable. [4] (Errores estándar).

Las estimaciones del Cuadro 5 muestran un ejercicio similar al anterior, sin embargo, en éste se indaga, para la ciudad de Cartagena, por el diferencial que es atribuido al género. En estas estimaciones se observan diferencias significativas entre hombres y mujeres cartageneras, en la remuneración que cada grupo tiene al completar la secundaria; en el parámetro de selección, en donde se está controlando por la probabilidad de que los individuos sean perceptores

de ingreso, y en el término constante, que muestra una remuneración más alta para los hombres. En cuanto a las dotaciones, no se observan diferencias significativas entre los dos grupos.

CUADRO 5. ESTIMACIONES DE LA DESCOMPOSICIÓN BLINDER-OAXACA SOBRE EL DIFERENCIAL EN EL INGRESO QUE ES ATRIBUIDO AL GÉNERO Y QUE SE OBSERVA EN CARTAGENA

	REMUNERACIONES			DOTACIONES		
	β_{AC}	β_R	$\beta_{AC} - \beta_R$	Z_{AC}	Z_R	$Z_R - Z_{AC}$
<i>lnW</i>				8,898 (0,741)	9,028 (0,722)	0,130 (0,732)
Edad	0,047 (0,010)	0,034 (0,009)	0,013 (0,010)	37,541 (11,160)	38,012 (11,933)	0,471 (11,517)
Edad ²	-0,475	-0,298	-0,177	1,534	1,587	0,053
[miles de años]	(0,125)	(0,111)	(0,117)	(0,917)	(1,001)	(0,956)
Primaria	0,117 (0,069)	0,051 (0,052)	0,066 (0,059)	0,916 (0,277)	0,903 (0,297)	-0,013 (0,286)
Secundaria incompleta	0,055 (0,055)	0,085 (0,041)	-0,029 (0,047)	0,774 (0,418)	0,750 (0,433)	-0,024 (0,425)
Secundaria completa	0,377 (0,047)	0,246 (0,035)	0,131 (0,040)	0,565 (0,496)	0,485 (0,500)	-0,080 (0,498)
Universidad incompleta	0,318 (0,056)	0,380 (0,051)	-0,062 (0,053)	0,317 (0,466)	0,210 (0,408)	-0,107 (0,440)
Universidad completa	0,692 (0,062)	0,719 (0,058)	-0,028 (0,059)	0,194 (0,396)	0,130 (0,337)	-0,064 (0,370)
λ	0,102 (0,059)	-0,081 (0,061)	0,183 (0,060)	0,863 (0,397)	0,335 (0,329)	-0,529 (0,368)
Constante	7,180 (0,245)	7,838 (0,194)	-0,659 (0,215)	1,000	1,000	0,000
Observaciones	3.682	3.046				
No censuradas	1.126	1.748				
Log. verosimilitud	-2.586,58	-2.472,45				
Iteraciones	3	2				

Fuente: DANE, Encuesta continua de hogares 2004 (abril, mayo y junio) y cálculos del autor.

Nota: [1] Los estimadores son calculados por máxima verosimilitud y controlan el sesgo de selección. Los detalles de las estimaciones anteriores se pueden consultar en el apéndice, Cuadro A3. [2] M: mujeres, H: hombres. [3] Las dotaciones corresponden al promedio de cada variable para las mujeres y hombres cartageneros cuyo ingreso laboral es observable. [4] (Errores estándar).

En el Cuadro 6 se resumen los resultados de la descomposición de Blinder-Oaxaca en Cartagena, Cali y el total de las trece principales ciudades, para los diferenciales determinados por la raza y el género. La tercera columna muestra que es en Cartagena en donde existen las inequidades más altas por raza y género.

Los cartageneros que se autorreconocen como negros, mulatos, afrocolombianos o palenqueros reciben, en promedio, 32% menos ingreso por hora laboral que los cartageneros que no se identifican étnica o racialmente con el grupo

de estudio. En Cali este diferencial es de 22%, similar a lo que se observa en las principales ciudades colombianas. El anterior resultado está dominado por la preponderancia que tiene Cali en las cifras de raza.

Lo que sorprende en la descomposición presentada es que entre 24-25% no se puede llamar discriminación del mercado laboral, pues corresponde a las diferencias en el ingreso relativo que obedecen a las dotaciones y no a su remuneración. Por lo tanto, queda un porcentaje máximo que va de 7-8% y que sería la discriminación, en la medida en que resulta de las diferencias en la valoración de las características del individuo en cada uno de los grupos de estudio. Para Cali y el total de las trece principales ciudades se observan porcentajes ligeramente menores.

CUADRO 6. DESCOMPOSICIÓN BLINDER-OAXACA DE LAS DIFERENCIAS ATRIBUIDAS A LA RAZA Y AL GÉNERO QUE SE OBSERVAN EN EL INGRESO LABORAL DE CARTAGENA, CALI Y EL TOTAL DE LAS TRECE PRINCIPALES CIUDADES COLOMBIANAS

	INGRESO RELATIVO	POSIBLE DISCRIMINACIÓN	DIFERENCIAS OBSERVADAS
Raza			
Cartagena	[0,242; 0,254]	[0,083; 0,071]	0,326
Cali	[0,187; 0,182]	[0,037; 0,042]	0,223
Trece ciudades	[0,183; 0,162]	[0,050; 0,071]	0,233
Género			
Cartagena	[-0,066; -0,168]	[0,196; 0,298]	0,130
Cali	[-0,030; -0,014]	[0,120; 0,104]	0,089
Trece ciudades	[-0,084; -0,026]	[0,112; 0,055]	0,028

Fuente: cuadros 4 y 5 para Cartagena; cuadros del apéndice A4 y A5 para Cali y A6 y A7 para las trece ciudades, cálculos del autor.

Nota: [1] En las diferencias raciales, el salario relativo, el elemento de discriminación y las diferencias observadas en el ingreso laboral, muestran la proporción adicional que reciben los individuos de las demás razas si son comparados con aquellos que se autorreconocieron como de raza negra o mulata, o culturalmente como palenqueros o afrocolombianos. [2] La variable género muestra para cada concepto, la proporción que, de forma adicional, reciben los hombres si se comparan con las mujeres y dadas las características del modelo. [3] Se presentan dos valores en cada paréntesis porque la descomposición puede ser hecha desde la perspectiva de cada grupo que se está comparando usando sus respectivas funciones de salarios.

Cuando se comparan los diferenciales de raza con los de género, se observa una situación similar. Cartagena es la ciudad que muestra las mayores inequidades en el ingreso que están determinadas por el género, las cuales son del 13% en Cartagena, del 9% en Cali, y menores al 3% en el total de las principales ciudades. Como era de esperarse, Cali no domina los diferenciales en cuanto a género, porque todas las ciudades cuentan con una proporción semejante entre hombres y mujeres.

En ningún territorio el efecto ingreso relativo y posible discriminación operan en el mismo sentido. Para las mujeres cartageneras se espera que el diferencial en el ingreso sea negativo y se encuentre entre 6-16%, según si es evaluado con las

dotaciones de las mujeres o con las de su grupo contrafactual. Por otra parte, el efecto discriminación es el más alto y, en este caso, es a favor de las mujeres.

CUADRO 7. DESCOMPOSICIÓN BLINDER-OAXACA DE LAS DIFERENCIAS EN EL INGRESO RELATIVO POR RAZA Y GÉNERO Y QUE SON ATRIBUIDAS A LAS DOTACIONES DE CADA GRUPO

	EDAD	EDUCACIÓN	SELECCIÓN	INGRESO RELATIVO
Raza				
Cartagena	[0,001; 0,005]	[0,226; 0,246]	[0,016; 0,004]	[0,242; 0,254]
Cali	[0,014; 0,010]	[0,173; 0,170]	[0,000; 0,002]	[0,182; 0,187]
Trece ciudades	[0,008; 0,005]	[0,174; 0,157]	[0,000; 0,000]	[0,183; 0,162]
Género				
Cartagena	[0,000; -0,003]	[-0,109; -0,111]	[0,043; -0,054]	[-0,168; -0,066]
Cali	[-0,010; -0,008]	[0,001; -0,007]	[-0,022; 0,000]	[-0,030; -0,014]
Trece ciudades	[0,000; 0,000]	[-0,052; -0,049]	[-0,032; 0,022]	[-0,084; -0,026]

Fuente: cuadros 4 y 5 para Cartagena; cuadros del apéndice A4 y A5 para Cali y A6 y A7 para las trece ciudades, cálculos del autor.

Nota: [1] En las diferencias raciales, el salario relativo muestra la proporción adicional que reciben los individuos de las demás razas si son comparados con aquellos que se autorreconocieron como de raza negra o mulata, o culturalmente como palenqueros o afrocolombianos. El valor que se descompone según tres causas: la edad, la educación y la probabilidad de tener ingreso laboral (*selección*). [2] Según género, el ingreso relativo indica qué porcentaje adicional reciben los hombres si se comparan con las mujeres, se muestra para cada concepto la contribución que tiene cada variable. [3] Se presentan dos valores en cada paréntesis porque la descomposición puede ser hecha desde la perspectiva de cada grupo que se está comparando usando sus respectivas funciones de salarios

De los resultados anteriores surge la pregunta de por qué, en el diferencial de raza, es el ingreso relativo el término preponderante. En el Cuadro 7 se descompone el diferencial en el ingreso laboral por cada una de las características del individuo que se incluyeron en las diferentes estimaciones. En cuanto a la raza, se tiene que es la educación el elemento que mejor explica los resultados económicos entre negros, mulatos, afrocolombianos o palenqueros y el resto de la población. El anterior resultado se mantiene para Cali y, por supuesto, para el total de ciudades.

IV. COMENTARIOS FINALES

Un tema que suele acompañar todo debate sobre inequidades, discriminación o desigualdad es el de *acción afirmativa*. Este término se usa para definir una política que por medio del establecimiento de cuotas, o participaciones mínimas que se deben mantener, busca que aquellos grupos en notoria desventaja numérica estén tan incluidos como lo están los demás individuos en diferentes resultados económicos, políticos y sociales. La seguridad social, la educación, el empleo formal, la representación política, al igual que los mejores puestos en un teatro o en la iglesia, son ejemplos de esto.

La pregunta es por qué, si claramente la discriminación es una falla de mercado en la medida en que los resultados económicos no van uno a uno con las productividades relativas, la solución estaría en una acción afirmativa, de la que se sabe *ex ante* tampoco está acorde con las productividades relativas, sino con el cumplimiento de cuotas mínimas. La respuesta es que, si bien no están hechas para restaurar la eficiencia de los mercados, son atractivas desde un punto de vista político, porque ofrecen una sensación de equidad, es decir, un escenario de inclusión apto para aliviar las tensiones de grupo que se presentan en toda sociedad.

Becker (1997, 197) señala que aumentar la productividad del grupo en desventaja es la mejor acción afirmativa. Además, advierte sobre los efectos adversos que puede tener el establecimiento de cuotas, por ejemplo, en el acceso a la educación superior, en donde aquellos estudiantes que fueron beneficiarios de la acción afirmativa por ser miembros de grupos minoritarios, mostraron en la mayoría de casos, menor rendimiento académico y mayor probabilidad de deserción. Las razones que plantea el autor son dos: la primera, es que deteriora la confianza que tienen los aspirantes en ellos mismos. La segunda, es que en lugar de aliviar las tensiones de grupo, se acentúa el sentimiento de rechazo hacia el grupo minoritario por parte de aquéllos que no pertenecen a la minoría y no son elegibles.

Si se tiene en cuenta lo anterior y los principales resultados de este artículo, lo que se quiere plantear con este trabajo para la ciudad de Cartagena es lo siguiente: aunque no todo el diferencial en el ingreso laboral que se estima para la ciudad de Cartagena puede ser llamado *discriminación*, esta última máximo se calcula en 8%, las inequidades en la remuneración para los diferentes grupos raciales estimadas en 32% se van a seguir observando, la razón es que el recurso humano con que cuenta la población negra, mulata, afrocolombiana o palenquera, en términos del nivel educativo, es menor que el recurso humano con que cuentan los demás cartageneros. Para reducir esta inequidad, es claro que la principal estrategia debe ser aumentar la productividad mejorando *la dotación* de que dispone el grupo en desventaja. Por tanto, es necesario que en los próximos años se inviertan proporcionalmente más recursos en la educación de las personas pertenecientes a los grupos afrodescendientes, así como de otras minorías étnicas.

APÉNDICE

CUADRO A1. ESTIMACIONES DE LAS DIFERENCIAS EN EL INGRESO LABORAL ATRIBUIDAS AL GÉNERO Y LA RAZA EN LAS TRECE PRINCIPALES CIUDADES, CALI Y CARTAGENA

<i>InW</i>	TRECE CIUDADES		CALI		CARTAGENA	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Mujer	0,048 <i>(0,008)</i>	-0,081 <i>(0,007)</i>	-0,016 <i>(0,030)</i>	-0,099 <i>(0,027)</i>	-0,065 <i>(0,025)</i>	-0,225 <i>(0,022)</i>
Raza	-0,174 <i>(0,015)</i>	-0,050 <i>(0,014)</i>	-0,158 <i>(0,034)</i>	-0,027 <i>(0,031)</i>	-0,177 <i>(0,025)</i>	-0,042 <i>(0,021)</i>
Edad	-0,029 <i>(0,002)</i>	0,053 <i>(0,002)</i>	-0,026 <i>(0,007)</i>	0,046 <i>(0,007)</i>	-0,034 <i>(0,007)</i>	0,030 <i>(0,007)</i>
Edad ² <i>[miles de años]</i>	0,418 <i>(0,025)</i>	-0,563 <i>(0,026)</i>	0,365 <i>(0,085)</i>	-0,482 <i>(0,087)</i>	0,454 <i>(0,083)</i>	-0,256 <i>(0,082)</i>
Primaria		0,191 <i>(0,015)</i>		0,140 <i>(0,049)</i>		0,066 <i>(0,041)</i>
Secundaria incompleta		0,129 <i>(0,012)</i>		0,129 <i>(0,044)</i>		0,080 <i>(0,033)</i>
Secundaria completa		0,257 <i>(0,010)</i>		0,303 <i>(0,038)</i>		0,278 <i>(0,028)</i>
Universidad incompleta		0,381 <i>(0,013)</i>		0,377 <i>(0,047)</i>		0,352 <i>(0,037)</i>
Universidad completa		0,735 <i>(0,014)</i>		0,642 <i>(0,055)</i>		0,668 <i>(0,042)</i>
λ	-0,955 <i>(0,007)</i>	0,018 <i>(0,016)</i>	-0,861 <i>(0,029)</i>	0,004 <i>(0,055)</i>	-0,717 <i>(0,021)</i>	-0,088 <i>(0,042)</i>
Constante	10,106 <i>(0,042)</i>	7,369 <i>(0,049)</i>	9,995 <i>(0,142)</i>	7,583 <i>(0,164)</i>	10,066 <i>(0,142)</i>	7,954 <i>(0,152)</i>
Selección						
Edad	0,107 <i>(0,002)</i>	0,111 <i>(0,002)</i>	0,106 <i>(0,006)</i>	0,110 <i>(0,006)</i>	0,132 <i>(0,007)</i>	0,143 <i>(0,007)</i>
Edad ² <i>[miles de años]</i>	-1,379 <i>(0,019)</i>	-1,495 <i>(0,021)</i>	-1,348 <i>(0,064)</i>	-1,454 <i>(0,068)</i>	-1,671 <i>(0,079)</i>	-1,877 <i>(0,085)</i>
Ingreso no laboral <i>[miles de pesos de 2004]</i>	-0,00005 <i>(0,00001)</i>	-0,00023 <i>(0,00001)</i>	-0,00010 <i>(0,00002)</i>	-0,00022 <i>(0,00003)</i>	-0,00028 <i>(0,00005)</i>	-0,00061 <i>(0,00007)</i>
Menores de 6 en el hogar	-0,028 <i>(0,009)</i>	-0,028 <i>(0,011)</i>	-0,089 <i>(0,032)</i>	-0,085 <i>(0,038)</i>	0,038 <i>(0,031)</i>	0,029 <i>(0,038)</i>
Estudia	-0,510 <i>(0,014)</i>	-0,882 <i>(0,018)</i>	-0,433 <i>(0,050)</i>	-0,668 <i>(0,059)</i>	-0,887 <i>(0,068)</i>	-1,295 <i>(0,084)</i>
Cabeza de familia	0,475 <i>(0,010)</i>	0,684 <i>(0,012)</i>	0,410 <i>(0,036)</i>	0,573 <i>(0,041)</i>	0,718 <i>(0,041)</i>	0,964 <i>(0,047)</i>
Casado	-0,036 <i>(0,009)</i>	-0,142 <i>(0,012)</i>	-0,026 <i>(0,036)</i>	-0,090 <i>(0,043)</i>	-0,050 <i>(0,038)</i>	-0,221 <i>(0,047)</i>

(Continúa)

CUADRO A1. ESTIMACIONES DE LAS DIFERENCIAS EN EL INGRESO LABORAL ATRIBUIDAS AL GÉNERO Y LA RAZA EN LAS TRECE PRINCIPALES CIUDADES, CALI Y CARTAGENA (continuación)

	TRECE CIUDADES		CALI		CARTAGENA	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>InW</i>						
<i>Primaria</i>	0,083 (0,016)	0,043 (0,019)	0,025 (0,054)	0,003 (0,062)	-0,022 (0,064)	0,001 (0,074)
<i>Secundaria incompleta</i>	0,007 (0,014)	-0,069 (0,016)	0,036 (0,048)	-0,076 (0,055)	0,006 (0,051)	-0,059 (0,060)
<i>Secundaria completa</i>	0,254 (0,011)	0,200 (0,014)	0,293 (0,040)	0,228 (0,048)	0,177 (0,040)	0,013 (0,050)
<i>Universidad incompleta</i>	0,310 (0,014)	0,162 (0,018)	0,303 (0,054)	0,140 (0,065)	0,354 (0,052)	0,230 (0,068)
<i>Universidad completa</i>	0,664 (0,016)	0,279 (0,021)	0,622 (0,066)	0,347 (0,084)	1,074 (0,067)	0,610 (0,087)
<i>Constante</i>	-2,127 (0,036)	-1,793 (0,040)	-1,957 (0,118)	-1,692 (0,128)	-2,640 (0,144)	-2,465 (0,156)
Cali	0,109 (0,013)	0,086 (0,016)				
Medellín	0,027 (0,011)	-0,004 (0,014)				
Barranquilla	-0,194 (0,015)	-0,103 (0,019)				
Bucaramanga	-0,058 (0,018)	0,010 (0,023)				
Manizales	-0,158 (0,027)	-0,126 (0,034)				
Pasto	-0,214 (0,031)	-0,039 (0,038)				
Pereira	-0,072 (0,023)	-0,060 (0,029)				
Cúcuta	-0,123 (0,022)	-0,027 (0,026)				
Montería	-0,123 (0,033)	0,001 (0,040)				
Ibagué	-0,124 (0,026)	-0,022 (0,031)				
Cartagena	-0,181 (0,020)	-0,160 (0,024)				
Villavicencio	-0,049 (0,029)	-0,008 (0,036)				
athrho	-1,306 (0,012)	0,025 (0,022)	-1,113 (0,045)	0,006 (0,073)	-1,273 (0,049)	-0,166 (0,080)
Log. sigma	0,101 (0,005)	-0,328 (0,003)	0,068 (0,017)	-0,278 (0,012)	-0,175 (0,017)	-0,627 (0,014)

(Continúa)

CUADRO A1. ESTIMACIONES DE LAS DIFERENCIAS EN EL INGRESO LABORAL ATRIBUIDAS AL GÉNERO Y LA RAZA EN LAS TRECE PRINCIPALES CIUDADES, CALI Y CARTAGENA (continuación)

	TRECE CIUDADES		CALI		CARTAGENA	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>InW</i>						
Rho	-0,863 (0,003)	0,025 (0,022)	-0,805 (0,016)	0,006 (0,073)	-0,855 (0,013)	-0,164 (0,078)
Sigma	1,107 (0,005)	0,720 (0,002)	1,070 (0,018)	0,757 (0,009)	0,839 (0,014)	0,534 (0,008)
Lambda	-0,955 (0,007)	0,018 (0,016)	-0,861 (0,029)	0,004 (0,055)	-0,717 (0,021)	-0,088 (0,042)
Bondad de ajuste	0,5042	0,6003	0,4655	0,5643	0,5492	0,6998
Log. verosimilitud	-97.630,4	-90.950,9	-8.021,2	-7.599,0	-6.019,0	-5.398,1
Wald $\chi^2(7)$	599,0	21.970,6	54,7	1.287,3	106,1	2.103,8
Observaciones	85.348	85.348	6.705	6.705	6.728	6.728
No censuradas	39.983	39.983	3.406	3.406	2.874	2.874
Iteraciones	5	2	4	2	4	3

Fuente: DANE, Encuesta continua de hogares 2004 (abril, mayo y junio) y cálculos del autor.

Nota: [1] Los estimadores son calculados por máxima verosimilitud y controlan el sesgo de selección. [2] La importancia relativa de cada observación corresponde a la estructura etaria por quinquenios y según género observada en cada ciudad o área metropolitana; información tomada de DANE, Censo General 2005. [3] La variable (Raza = 1) señala los individuos que se autorreconocieron como afrocolombianos o palenqueros de acuerdo con su pertenencia étnica o como negros o mulatos según sus características raciales. [4] La bondad de ajuste en cada ecuación expresa la capacidad predictiva de cada regresión, esta última medida como la correlación entre los datos observados y los que imputaría cada el modelo. [5] (Errores estándar).

CUADRO A2. ESTIMACIONES DE LA DESCOMPOSICIÓN BLINDER-OAXACA SOBRE EL DIFERENCIAL EN EL INGRESO QUE ES ATRIBUIDO A LA RAZA Y QUE SE OBSERVA EN CARTAGENA

	REMUNERACIONES			DOTACIONES		
	β_{AC}	β_R	$\beta_{AC} - \beta_R$	Z_{AC}	Z_R	$Z_R - Z_{AC}$
<i>InW</i>				8,790 (0,654)	9,089 (0,752)	0,299 (0,719)
Edad	0,024 (0,010)	0,002 (0,009)	0,022 (0,009)	37,688 (12,082)	37,921 (11,393)	0,233 (11,644)
Edad ²	-0,197 (0,115)	0,081 (0,106)	-0,278 (0,109)	1,566 (1,007)	1,568 (0,948)	0,002 (0,970)
[miles de años]						
Primaria	0,035 (0,056)	0,085 (0,065)	-0,050 (0,062)	0,854 (0,353)	0,938 (0,240)	0,084 (0,286)
Secundaria incompleta	0,124 (0,047)	0,058 (0,048)	0,066 (0,048)	0,656 (0,475)	0,818 (0,386)	0,163 (0,420)
Secundaria completa	0,254 (0,045)	0,279 (0,038)	-0,025 (0,040)	0,363 (0,481)	0,603 (0,489)	0,241 (0,486)
Universidad incompleta	0,405 (0,071)	0,292 (0,046)	0,113 (0,057)	0,131 (0,338)	0,320 (0,467)	0,189 (0,425)
Universidad completa	0,606 (0,090)	0,625 (0,051)	-0,018 (0,068)	0,066 (0,248)	0,206 (0,404)	0,140 (0,356)
λ	-0,075 (0,112)	-0,332 (0,044)	0,256 (0,077)	0,563 (0,450)	0,516 (0,431)	-0,047 (0,438)

(Continúa)

CUADRO A2. ESTIMACIONES DE LA DESCOMPOSICIÓN BLINDER-OAXACA SOBRE EL DIFERENCIAL EN EL INGRESO QUE ES ATRIBUIDO A LA RAZA Y QUE SE OBSERVA EN CARTAGENA (continuación)

	REMUNERACIONES			DOTACIONES		
	β_{AC}	β_R	$\beta_{AC} - \beta_R$	Z_{AC}	Z_R	$Z_R - Z_{AC}$
Constante	7,929 (0,214)	8,567 (0,197)	-0,638 (0,204)	1,000	1,000	0,000
Selección						
Edad	0,137 (0,011)	0,147 (0,010)	-0,010 (0,010)	34,793 (17,176)	35,518 (17,059)	0,725 (17,101)
Edad ²	-1,755 (0,130)	-1,948 (0,112)	0,194 (0,119)	1,505 (1,474)	1,552 (1,466)	0,047 (1,469)
Ingreso no laboral [miles de pesos de 2004]	-0,00129 (0,00020)	-0,00043 (0,00007)	-0,00085 (0,00014)	122,291 (233,303)	157,113 (296,301)	34,822 (275,453)
Menores de 6 en el hogar	-0,005 (0,062)	0,039 (0,046)	-0,044 (0,053)	0,436 (0,496)	0,348 (0,476)	-0,088 (0,483)
Estudia	-1,356 (0,145)	-1,122 (0,102)	-0,234 (0,120)	0,193 (0,395)	0,214 (0,410)	0,021 (0,405)
Cabeza de familia	0,954 (0,080)	1,013 (0,056)	-0,059 (0,066)	0,282 (0,450)	0,291 (0,454)	0,009 (0,453)
Casado	-0,189 (0,082)	-0,142 (0,055)	-0,047 (0,066)	0,188 (0,391)	0,265 (0,442)	0,077 (0,424)
Primaria	0,027 (0,107)	0,029 (0,105)	-0,002 (0,106)	0,852 (0,356)	0,923 (0,266)	0,072 (0,301)
Secundaria incompleta	-0,060 (0,093)	-0,050 (0,080)	-0,010 (0,085)	0,673 (0,469)	0,790 (0,407)	0,117 (0,430)
Secundaria completa	0,003 (0,083)	0,044 (0,062)	-0,041 (0,071)	0,323 (0,468)	0,494 (0,500)	0,171 (0,489)
Universidad incompleta	0,157 (0,132)	0,237 (0,080)	-0,080 (0,102)	0,110 (0,313)	0,226 (0,418)	0,115 (0,384)
Universidad completa	0,440 (0,188)	0,680 (0,100)	-0,241 (0,139)	0,040 (0,197)	0,110 (0,313)	0,069 (0,277)
Constante	-2,234 (0,239)	-2,693 (0,206)	0,459 (0,219)	1,000	1,000	0,000
athrho	-0,142 (0,114)	-0,634 (0,091)	0,493 (0,100)			
Log. sigma	-0,631 (0,023)	-0,526 (0,025)	-0,104 (0,024)			
Rho	-0,141 (0,112)	-0,561 (0,063)	0,420 (0,084)			
Sigma	0,532 (0,112)	0,591 (0,015)	-0,059 (0,069)			

(Continúa)

CUADRO A2. ESTIMACIONES DE LA DESCOMPOSICIÓN BLINDER-OAXACA SOBRE EL DIFERENCIAL EN EL INGRESO QUE ES ATRIBUIDO A LA RAZA Y QUE SE OBSERVA EN CARTAGENA (continuación)

	REMUNERACIONES			DOTACIONES		
	β_{AC}	β_R	$\beta_{AC} - \beta_R$	Z_{AC}	Z_R	$Z_R - Z_{AC}$
Lambda	-0,075 (0,112)	-0,332 (0,044)	0,256 (0,077)			
Log. verosimilitud	-1.991,74	-3.430,53				
Iteraciones	2	4				

Fuente: DANE, Encuesta continua de hogares 2004 (abril, mayo y junio) y cálculos del autor.

Nota: [1] Los estimadores son calculados por máxima verosimilitud y controlan el sesgo de selección. [2] La importancia relativa de cada observación corresponde a la estructura etaria por quinquenios y según género observada en Cartagena; información tomada de DANE, Censo General 2005. [3] AC: afrocartageneros, R: resto de cartageneros. [4] en la ecuación de salario, las dotaciones corresponden al promedio de cada variable para los afrocartageneros y no afrocartageneros cuyo ingreso laboral es observable. En la ecuación de selección se trata del promedio de cada variable para la población cartagenera en edad de trabajar. [5] (Errores estándar)

CUADRO A3. ESTIMACIONES DE LA DESCOMPOSICIÓN BLINDER-OAXACA SOBRE EL DIFERENCIAL EN EL INGRESO QUE ES ATRIBUIDO AL GÉNERO Y QUE SE OBSERVA EN CARTAGENA

	REMUNERACIONES			DOTACIONES		
	β_M	β_H	$\beta_M - \beta_H$	Z_M	Z_H	$Z_H - Z_M$
InW				8,898 (0,741)	9,028 (0,722)	0,130 (0,732)
Edad	0,047 (0,010)	0,034 (0,009)	0,013 (0,010)	37,541 (11,160)	38,012 (11,933)	0,471 (11,517)
Edad ²	-0,475 (0,125)	-0,298 (0,111)	-0,177 (0,117)	1,534 (0,917)	1,587 (1,001)	0,053 (0,956)
[miles de años]						
Primaria	0,117 (0,069)	0,051 (0,052)	0,066 (0,059)	0,916 (0,277)	0,903 (0,297)	-0,013 (0,286)
Secundaria incompleta	0,055 (0,055)	0,085 (0,041)	-0,029 (0,047)	0,774 (0,418)	0,750 (0,433)	-0,024 (0,425)
Secundaria completa	0,377 (0,047)	0,246 (0,035)	0,131 (0,040)	0,565 (0,496)	0,485 (0,500)	-0,080 (0,498)
Universidad incompleta	0,318 (0,056)	0,380 (0,051)	-0,062 (0,053)	0,317 (0,466)	0,210 (0,408)	-0,107 (0,440)
Universidad completa	0,692 (0,062)	0,719 (0,058)	-0,028 (0,059)	0,194 (0,396)	0,130 (0,337)	-0,064 (0,370)
λ	0,102 (0,059)	-0,081 (0,061)	0,183 (0,060)	0,863 (0,397)	0,335 (0,329)	-0,529 (0,368)
Constante	7,180 (0,245)	7,838 (0,194)	-0,659 (0,215)	1,000	1,000	0,000
Selección						
Edad	0,148 (0,011)	0,200 (0,012)	-0,052 (0,011)	35,727 (17,409)	34,732 (16,729)	-0,995 (17,105)
Edad ²	-1,841 (0,125)	-2,466 (0,134)	0,626 (0,131)	1,579 (1,513)	1,486 (1,414)	-0,093 (1,469)
[miles de años]						

(Continúa)

CUADRO A3. ESTIMACIONES DE LA DESCOMPOSICIÓN BLINDER-OAXACA SOBRE EL DIFERENCIAL EN EL INGRESO QUE ES ATRIBUIDO AL GÉNERO Y QUE SE OBSERVA EN CARTAGENA (continuación)

	REMUNERACIONES			DOTACIONES		
	β_M	β_H	$\beta_M - \beta_H$	Z_M	Z_H	$Z_H - Z_M$
Ingreso no laboral [miles de pesos de 2004]	-0,00036 (0,00008)	-0,00106 (0,00013)	0,00070 (0,00011)	155,460 (271,286)	132,797 (281,675)	-22,663 (276,038)
Menores de 6 en el hogar	-0,059 (0,052)	0,292 (0,066)	-0,351 (0,061)	0,391 (0,488)	0,363 (0,481)	-0,028 (0,485)
Estudia	-0,993 (0,121)	-1,625 (0,124)	0,632 (0,123)	0,197 (0,398)	0,218 (0,413)	0,021 (0,405)
Cabeza de familia	0,495 (0,073)	0,660 (0,089)	-0,165 (0,083)	0,166 (0,372)	0,428 (0,495)	0,262 (0,432)
Casado	-0,395 (0,065)	-0,281 (0,087)	-0,115 (0,079)	0,217 (0,412)	0,263 (0,441)	0,047 (0,425)
Primaria	0,065 (0,100)	-0,040 (0,129)	0,105 (0,119)	0,894 (0,307)	0,902 (0,297)	0,008 (0,303)
Secundaria incompleta	-0,104 (0,081)	0,002 (0,106)	-0,106 (0,097)	0,739 (0,439)	0,761 (0,427)	0,021 (0,433)
Secundaria completa	0,154 (0,068)	-0,265 (0,083)	0,419 (0,078)	0,423 (0,494)	0,447 (0,497)	0,024 (0,496)
Universidad incompleta	0,344 (0,088)	0,190 (0,115)	0,155 (0,105)	0,184 (0,388)	0,187 (0,390)	0,002 (0,389)
Universidad completa	0,757 (0,112)	0,341 (0,143)	0,416 (0,132)	0,080 (0,271)	0,092 (0,289)	0,013 (0,279)
Constante	-3,042 (0,226)	-2,868 (0,247)	-0,174 (0,239)	1,000	1,000	0,000
athrho	0,193 (0,112)	-0,153 (0,117)	0,346 (0,115)			
Log. sigma	-0,630 (0,025)	-0,627 (0,018)	-0,003 (0,021)			
Rho	0,191 (0,108)	-0,151 (0,114)	0,342 (0,112)			
Sigma	0,533 (0,013)	0,534 (0,009)	-0,001 (0,011)			
Lambda	0,102 (0,059)	-0,081 (0,061)	0,183 (0,060)			
Log. verosimilitud	-2.586,58	-2.472,45				
Wald $\chi^2(7)$	758,71	1.434,78				
Observaciones	3.682	3.046				

(Continúa)

CUADRO A3. ESTIMACIONES DE LA DESCOMPOSICIÓN BLINDER-OAXACA SOBRE EL DIFERENCIAL EN EL INGRESO QUE ES ATRIBUIDO AL GÉNERO Y QUE SE OBSERVA EN CARTAGENA (continuación)

	REMUNERACIONES			DOTACIONES		
	β_M	β_H	$\beta_M - \beta_H$	Z_M	Z_H	$Z_H - Z_M$
No censuradas	1.126	1.748				
Iteraciones	3	2				

Fuente: DANE, Encuesta continua de hogares 2004 (abril, mayo y junio) y cálculos del autor.

Nota: [1] Los estimadores son calculados por máxima verosimilitud y controlan el sesgo de selección. [2] La importancia relativa de cada observación corresponde a la estructura etaria por quinquenios y según género observada en Cartagena; información tomada de DANE, Censo General 2005. [3] M: mujeres, H: hombres. [4] En la ecuación de salario, las dotaciones corresponden al promedio de cada variable para las mujeres y hombres cartageneros cuyo ingreso laboral es observable. En la ecuación de selección se trata del promedio de cada variable para la población cartagenera en edad de trabajar. [5] (Errores estándar).

CUADRO A4. ESTIMACIONES DE LA DESCOMPOSICIÓN BLINDER-OAXACA SOBRE EL DIFERENCIAL EN EL INGRESO QUE ES ATRIBUIDO A LA RAZA Y QUE SE OBSERVA EN CALI

	REMUNERACIONES			DOTACIONES		
	β_{AC}	β_R	$\beta_{AC} - \beta_R$	Z_{AC}	Z_R	$Z_R - Z_{AC}$
<i>lnW</i>				8,868 (0,846)	9,087 (0,925)	0,219 (0,908)
Edad	0,010 (0,021)	0,052 (0,008)	-0,041 (0,012)	35,580 (12,349)	37,493 (13,088)	1,913 (12,926)
Edad ² [miles de años]	-0,061 (0,265)	-0,536 (0,097)	0,475 (0,153)	1,418 (1,001)	1,577 (1,094)	0,159 (1,074)
Primaria	0,184 (0,088)	0,131 (0,060)	0,054 (0,067)	0,801 (0,400)	0,886 (0,318)	0,085 (0,338)
Secundaria incompleta	0,039 (0,084)	0,172 (0,052)	-0,133 (0,061)	0,639 (0,481)	0,752 (0,432)	0,113 (0,444)
Secundaria completa	0,293 (0,075)	0,303 (0,044)	-0,010 (0,053)	0,380 (0,486)	0,533 (0,499)	0,153 (0,496)
Universidad incompleta	0,358 (0,105)	0,367 (0,053)	-0,009 (0,068)	0,143 (0,350)	0,255 (0,436)	0,112 (0,418)
Universidad completa	0,733 (0,157)	0,620 (0,061)	0,113 (0,092)	0,055 (0,228)	0,143 (0,350)	0,088 (0,327)
λ	-0,090 (0,189)	-0,021 (0,062)	-0,068 (0,106)	0,599 (0,328)	0,579 (0,344)	-0,020 (0,340)
Constante	8,256 (0,490)	7,425 (0,188)	0,832 (0,288)	1,000	1,000	0,000
Selección						
Edad	0,110 (0,013)	0,109 (0,007)	0,000 (0,009)	34,856 (16,755)	37,298 (17,933)	2,443 (17,675)

(Continúa)

CUADRO A4. ESTIMACIONES DE LA DESCOMPOSICIÓN BLINDER-OAXACA SOBRE EL DIFERENCIAL EN EL INGRESO QUE ES ATRIBUIDO A LA RAZA Y QUE SE OBSERVA EN CALI (continuación)

	REMUNERACIONES			DOTACIONES		
	β_{AC}	β_R	$\beta_{AC} - \beta_R$	Z_{AC}	Z_R	$Z_R - Z_{AC}$
Edad ²	-1,459	-1,441	-0,018	1,495	1,713	0,217
[miles de años]	(0,145)	(0,078)	(0,098)	(1,431)	(1,584)	(1,551)
Ingreso no laboral	-0,00073	-0,00018	-0,00054	158,950	223,348	64,398
[miles de pesos de 2004]	(0,00017)	(0,00003)	(0,00009)	(281,173)	(519,364)	(476,368)
Menores de 6 en el hogar	-0,095	-0,087	-0,008	0,341	0,306	-0,035
	(0,080)	(0,043)	(0,054)	(0,474)	(0,461)	(0,464)
Estudia	-0,797	-0,620	-0,177	0,179	0,190	0,012
	(0,125)	(0,068)	(0,085)	(0,383)	(0,393)	(0,391)
Cabeza de familia	0,580	0,570	0,010	0,361	0,335	-0,025
	(0,088)	(0,046)	(0,059)	(0,480)	(0,472)	(0,474)
Casado	-0,001	-0,098	0,097	0,168	0,249	0,082
	(0,104)	(0,048)	(0,066)	(0,374)	(0,433)	(0,420)
Primaria	-0,040	0,028	-0,068	0,786	0,862	0,077
	(0,118)	(0,073)	(0,086)	(0,411)	(0,345)	(0,360)
Secundaria incompleta	0,079	-0,115	0,194	0,616	0,718	0,102
	(0,114)	(0,064)	(0,078)	(0,487)	(0,450)	(0,459)
Secundaria completa	0,054	0,285	-0,231	0,326	0,428	0,102
	(0,104)	(0,054)	(0,069)	(0,469)	(0,495)	(0,489)
Universidad incompleta	0,163	0,130	0,033	0,116	0,191	0,075
	(0,149)	(0,073)	(0,096)	(0,320)	(0,393)	(0,378)
Universidad completa	0,651	0,317	0,334	0,035	0,094	0,059
	(0,267)	(0,090)	(0,151)	(0,184)	(0,292)	(0,272)
Constante	-1,555	-1,744	0,188	1,000	1,000	0,000
	(0,256)	(0,148)	(0,179)			
Athrho	-0,120	-0,028	-0,093			
	(0,254)	(0,081)	(0,141)			
Log. sigma	-0,291	-0,273	-0,018			
	(0,029)	(0,014)	(0,018)			
Rho	-0,120	-0,028	-0,092			
	(0,251)	(0,081)	(0,140)			
Sigma	0,748	0,761	-0,013			
	(0,021)	(0,011)	(0,014)			
Lambda	-0,090	-0,021	-0,068			
	(0,189)	(0,062)	(0,106)			

(Continúa)

CUADRO A4. ESTIMACIONES DE LA DESCOMPOSICIÓN BLINDER-OAXACA SOBRE EL DIFERENCIAL EN EL INGRESO QUE ES ATRIBUIDO A LA RAZA Y QUE SE OBSERVA EN CALI (continuación)

	REMUNERACIONES			DOTACIONES		
	β_{AC}	β_R	$\beta_{AC} - \beta_R$	Z_{AC}	Z_R	$Z_R - Z_{AC}$
Log. verosimilitud	-1.721,01	-5.865,09				
Wald $\chi^2(7)$	208,41	992,07				
Observaciones	1.506	5.199				
No censuradas	802	2.604				
Iteraciones	2	2				

Fuente: DANE, Encuesta continua de hogares 2004 (abril, mayo y junio) y cálculos del autor.

Nota: [1] Los estimadores son calculados por máxima verosimilitud y controlan el sesgo de selección. [2] La importancia relativa de cada observación corresponde a la estructura etaria por quinquenios y según género observada en Cali y su área metropolitana; información tomada de DANE, Censo General 2005. [3] AC: caleños que se autorreconocen como negros, mulatos, afrocolombianos o palenqueros; R: resto de la población caleña. [4] En la ecuación de salario, las dotaciones corresponden al promedio de cada variable para los caleños, afrocolombianos y no afrocolombianos, cuyo ingreso laboral es observable. En la ecuación de selección, se trata del promedio de cada variable para la población de Cali, y su área metropolitana, que se encuentra en edad de trabajar. [5] (Errores estándar).

CUADRO A5. ESTIMACIONES DE LA DESCOMPOSICIÓN BLINDER-OAXACA SOBRE EL DIFERENCIAL EN EL INGRESO QUE ES ATRIBUIDO AL GÉNERO Y QUE SE OBSERVA EN CALI

	REMUNERACIONES			DOTACIONES		
	β_M	β_H	$\beta_M - \beta_H$	Z_M	Z_H	$Z_H - Z_M$
lnW				8,986 (0,931)	9,076 (0,894)	0,089 (0,914)
Edad	0,047 (0,013)	0,052 (0,009)	-0,004 (0,011)	36,640 (12,235)	37,376 (13,493)	0,736 (12,818)
Edad ²	-0,490 (0,163)	-0,550 (0,110)	0,059 (0,138)	1,492 (0,987)	1,579 (1,141)	0,087 (1,060)
[miles de años]						
Primaria	0,122 (0,072)	0,166 (0,069)	-0,045 (0,070)	0,848 (0,359)	0,881 (0,324)	0,032 (0,344)
Secundaria incompleta	0,118 (0,068)	0,138 (0,059)	-0,019 (0,063)	0,706 (0,456)	0,741 (0,438)	0,035 (0,448)
Secundaria completa	0,304 (0,060)	0,315 (0,049)	-0,010 (0,054)	0,493 (0,500)	0,500 (0,500)	0,007 (0,500)
Universidad incompleta	0,436 (0,067)	0,301 (0,069)	0,135 (0,068)	0,253 (0,435)	0,209 (0,407)	-0,044 (0,422)
Universidad completa	0,620 (0,080)	0,691 (0,078)	-0,071 (0,079)	0,121 (0,326)	0,124 (0,329)	0,003 (0,328)
λ	-0,001 (0,098)	0,082 (0,078)	-0,083 (0,088)	0,731 (0,321)	0,462 (0,306)	-0,269 (0,314)
Constante	7,459 (0,296)	7,415 (0,217)	0,045 (0,257)	1,000	1,000	0,000

(Continúa)

CUADRO A5. ESTIMACIONES DE LA DESCOMPOSICIÓN BLINDER-OAXACA SOBRE EL DIFERENCIAL EN EL INGRESO QUE ES ATRIBUIDO AL GÉNERO Y QUE SE OBSERVA EN CALI (continuación)

	REMUNERACIONES			DOTACIONES		
	β_M	β_H	$\beta_M - \beta_H$	Z_M	Z_H	$Z_H - Z_M$
Selección						
Edad	0,137 (0,009)	0,109 (0,009)	0,028 (0,009)	37,546 (17,943)	35,835 (17,382)	-1,711 (17,692)
Edad ² [miles de años]	-1,806 (0,106)	-1,350 (0,099)	-0,456 (0,102)	1,732 (1,600)	1,586 (1,496)	-0,145 (1,554)
Ingreso no laboral [miles de pesos de 2004]	-0,00012 (0,00004)	-0,00061 (0,00009)	0,00049 (0,00007)	226,069 (559,028)	189,180 (359,428)	-36,889 (479,268)
Menores de 6 en el hogar	-0,162 (0,050)	0,066 (0,059)	-0,228 (0,055)	0,322 (0,467)	0,305 (0,460)	-0,017 (0,464)
Estudia	-0,479 (0,081)	-0,831 (0,089)	0,352 (0,085)	0,183 (0,386)	0,194 (0,395)	0,011 (0,390)
Cabeza de familia	0,320 (0,062)	0,412 (0,069)	-0,092 (0,066)	0,224 (0,417)	0,476 (0,500)	0,252 (0,456)
Casado	-0,239 (0,060)	-0,039 (0,074)	-0,200 (0,068)	0,213 (0,409)	0,252 (0,434)	0,040 (0,421)
Primaria	-0,033 (0,082)	0,062 (0,097)	-0,095 (0,091)	0,830 (0,376)	0,863 (0,344)	0,033 (0,362)
Secundaria incompleta	-0,182 (0,075)	0,070 (0,086)	-0,252 (0,081)	0,676 (0,468)	0,717 (0,451)	0,041 (0,460)
Secundaria completa	0,205 (0,064)	0,227 (0,075)	-0,022 (0,070)	0,390 (0,488)	0,424 (0,494)	0,034 (0,491)
Universidad incompleta	0,318 (0,085)	-0,061 (0,106)	0,378 (0,097)	0,168 (0,374)	0,182 (0,386)	0,014 (0,379)
Universidad completa	0,475 (0,116)	0,191 (0,126)	0,283 (0,121)	0,068 (0,251)	0,097 (0,296)	0,030 (0,272)
Constante	-2,186 (0,185)	-1,624 (0,189)	-0,562 (0,187)	1,000	1,000	0,000
Athrho	-0,001 (0,126)	0,111 (0,105)	-0,112 (0,115)			
Log. sigma	-0,256 (0,018)	-0,296 (0,017)	0,040 (0,018)			
Rho	-0,001 (0,126)	0,110 (0,104)	-0,111 (0,115)			
Sigma	0,774 (0,014)	0,744 (0,013)	0,030 (0,013)			
Lambda	-0,001 (0,098)	0,082 (0,078)	-0,083 (0,088)			
Log. verosimilitud	-3.891,87	-3.566,09				

(Continúa)

CUADRO A5. ESTIMACIONES DE LA DESCOMPOSICIÓN BLINDER-OAXACA SOBRE EL DIFERENCIAL EN EL INGRESO QUE ES ATRIBUIDO AL GÉNERO Y QUE SE OBSERVA EN CALI (continuación)

	REMUNERACIONES			DOTACIONES		
	β_M	β_H	$\beta_M - \beta_H$	Z_M	Z_H	$Z_H - Z_M$
Wald $\chi^2(7)$	522,87	752,39				
Observaciones	3.676	3.029				
No censuradas	1.589	1.817				
Iteraciones	1	3				

Fuente: DANE, Encuesta continua de hogares 2004 (abril, mayo y junio) y cálculos del autor.

Nota: [1] Los estimadores son calculados por máxima verosimilitud y controlan el sesgo de selección. [2] La importancia relativa de cada observación corresponde a la estructura etaria por quinquenios y según género observada en Cali y su área metropolitana; información tomada de DANE, Censo General 2005. [3] M: mujeres, H: hombres. [4] En la ecuación de salario, las dotaciones corresponden al promedio de cada variable para las mujeres y hombres caleños cuyo ingreso laboral es observable. En la ecuación de selección, se trata del promedio de cada variable para la población caleña que se encuentra en edad de trabajar. [5] (Errores estándar).

CUADRO A6. ESTIMACIONES DE LA DESCOMPOSICIÓN BLINDER-OAXACA SOBRE EL DIFERENCIAL EN EL INGRESO QUE ES ATRIBUIDO A LA RAZA Y QUE SE OBSERVA EN LAS TRECE PRINCIPALES CIUDADES COLOMBIANAS

	REMUNERACIONES			DOTACIONES		
	β_{AC}	β_R	$\beta_{AC} - \beta_R$	Z_{AC}	Z_R	$Z_R - Z_{AC}$
<i>lnW</i>				8,872	9,107	0,234
				(0,805)	(0,927)	(0,918)
Edad	0,035	0,048	-0,013	36,191	37,280	1,089
	(0,007)	(0,002)	(0,003)	(12,110)	(12,409)	(12,387)
Edad ²	-0,381	-0,507	0,126	1,456	1,544	0,087
[miles de años]	(0,089)	(0,028)	(0,037)	(0,989)	(1,028)	(1,025)
Primaria	0,123	0,199	-0,076	0,845	0,908	0,063
	(0,042)	(0,016)	(0,019)	(0,362)	(0,290)	(0,296)
Secundaria incompleta	0,108	0,135	-0,027	0,681	0,772	0,091
	(0,038)	(0,013)	(0,017)	(0,466)	(0,420)	(0,423)
Secundaria completa	0,241	0,252	-0,011	0,431	0,579	0,148
	(0,033)	(0,011)	(0,014)	(0,495)	(0,494)	(0,494)
Universidad incompleta	0,345	0,383	-0,039	0,180	0,293	0,113
	(0,046)	(0,013)	(0,018)	(0,385)	(0,455)	(0,450)
Universidad completa	0,674	0,724	-0,049	0,091	0,187	0,096
	(0,057)	(0,015)	(0,021)	(0,288)	(0,390)	(0,383)
λ	0,063	-0,041	0,103	0,591	0,591	0,000
	(0,052)	(0,018)	(0,022)	(0,359)	(0,363)	(0,363)
Constante	7,715	7,430	0,285	1,000	1,000	0,000
	(0,158)	(0,054)	(0,068)			
Selección						
Edad	0,120	0,110	0,010	35,226	36,565	1,338
	(0,006)	(0,002)	(0,003)	(16,608)	(17,285)	(17,236)
Edad ²	-1,582	-1,484	-0,098	1,517	1,636	0,119
[miles de años]	(0,075)	(0,022)	(0,030)	(1,424)	(1,500)	(1,494)

(Continúa)

CUADRO A6. ESTIMACIONES DE LA DESCOMPOSICIÓN BLINDER-OAXACA SOBRE EL DIFERENCIAL EN EL INGRESO QUE ES ATRIBUIDO A LA RAZA Y QUE SE OBSERVA EN LAS TRECE PRINCIPALES CIUDADES COLOMBIANAS
(continuación)

	REMUNERACIONES			DOTACIONES		
	β_{AC}	β_R	$\beta_{AC} - \beta_R$	Z_{AC}	Z_R	$Z_R - Z_{AC}$
Ingreso no laboral [miles de pesos de 2004]	-0,00099 (0,00009)	-0,00021 (0,00001)	-0,00078 (0,00003)	148,640 (265,742)	232,148 (518,400)	83,508 (503,851)
Menores de 6 en el hogar	-0,053 (0,039)	-0,028 (0,011)	-0,026 (0,015)	0,352 (0,478)	0,288 (0,453)	-0,064 (0,455)
Estudia	-0,872 (0,065)	-0,875 (0,019)	0,004 (0,026)	0,176 (0,381)	0,197 (0,398)	0,021 (0,397)
Cabeza de familia	0,689 (0,044)	0,689 (0,012)	0,000 (0,017)	0,355 (0,478)	0,331 (0,470)	-0,024 (0,471)
Casado	-0,080 (0,048)	-0,137 (0,012)	0,057 (0,018)	0,194 (0,396)	0,288 (0,453)	0,094 (0,449)
Primaria	-0,027 (0,063)	0,054 (0,020)	-0,081 (0,026)	0,837 (0,370)	0,886 (0,318)	0,049 (0,322)
Secundaria incompleta	0,008 (0,057)	-0,076 (0,017)	0,085 (0,023)	0,670 (0,470)	0,742 (0,438)	0,072 (0,440)
Secundaria completa	0,015 (0,050)	0,217 (0,014)	-0,202 (0,020)	0,379 (0,485)	0,479 (0,500)	0,100 (0,498)
Universidad incompleta	0,178 (0,071)	0,160 (0,019)	0,018 (0,027)	0,150 (0,357)	0,230 (0,421)	0,080 (0,416)
Universidad completa	0,282 (0,098)	0,274 (0,022)	0,008 (0,034)	0,062 (0,241)	0,124 (0,329)	0,062 (0,323)
Constante	-1,533 (0,145)	-1,797 (0,041)	0,265 (0,057)	1,000	1,000	0,000
Cali	-0,134 (0,062)	0,079 (0,018)	-0,213 (0,025)	0,373 (0,484)	0,096 (0,295)	-0,277 (0,313)
Medellín	-0,322 (0,072)	0,007 (0,014)	-0,330 (0,024)	0,141 (0,348)	0,175 (0,380)	0,034 (0,378)
Barranquilla	-0,109 (0,089)	-0,126 (0,020)	0,017 (0,031)	0,065 (0,246)	0,084 (0,277)	0,019 (0,275)
Bucaramanga	-0,383 (0,273)	0,015 (0,023)	-0,398 (0,079)	0,005 (0,069)	0,056 (0,229)	0,051 (0,221)
Manizales	-0,505 (0,294)	-0,126 (0,034)	-0,379 (0,089)	0,004 (0,063)	0,023 (0,149)	0,019 (0,144)
Pasto	-0,354 (0,246)	-0,046 (0,039)	-0,309 (0,078)	0,005 (0,073)	0,018 (0,132)	0,012 (0,129)
Pereira	-0,180 (0,136)	-0,059 (0,029)	-0,121 (0,047)	0,020 (0,140)	0,031 (0,174)	0,011 (0,171)
Cúcuta	-0,391 (0,194)	-0,024 (0,027)	-0,367 (0,060)	0,010 (0,098)	0,039 (0,194)	0,029 (0,189)

(Continúa)

CUADRO A6. ESTIMACIONES DE LA DESCOMPOSICIÓN BLINDER-OAXACA SOBRE EL DIFERENCIAL EN EL INGRESO QUE ES ATRIBUIDO A LA RAZA Y QUE SE OBSERVA EN LAS TRECE PRINCIPALES CIUDADES COLOMBIANAS (continuación)

	REMUNERACIONES			DOTACIONES		
	β_{AC}	β_R	$\beta_{AC} - \beta_R$	Z_{AC}	Z_R	$Z_R - Z_{AC}$
Montería	-0,184 (0,140)	-0,012 (0,041)	-0,172 (0,056)	0,018 (0,134)	0,015 (0,122)	-0,003 (0,123)
Ibagué	-0,250 (0,318)	-0,028 (0,032)	-0,222 (0,094)	0,003 (0,054)	0,027 (0,161)	0,024 (0,156)
Cartagena	-0,351 (0,066)	-0,217 (0,030)	-0,134 (0,034)	0,228 (0,420)	0,031 (0,174)	-0,197 (0,203)
Villavicencio	-0,526 (0,231)	0,000 (0,037)	-0,526 (0,074)	0,006 (0,078)	0,020 (0,139)	0,014 (0,135)
Athrho	0,092 (0,076)	-0,056 (0,025)	0,148 (0,032)			
Log. sigma	-0,375 (0,013)	-0,323 (0,004)	-0,052 (0,005)			
Rho	0,091 (0,075)	-0,056 (0,025)	0,147 (0,032)			
Sigma	0,687 (0,009)	0,724 (0,003)	-0,037 (0,004)			
Lambda	0,063 (0,052)	-0,041 (0,018)	0,103 (0,022)			
Log. verosimilitud	-6.829,93	-84.069,11				
Wald $\chi^2(7)$	1.195,63	19.755,76				
Observaciones	6.408	78.940				
No censuradas	3.156	36.827				
Iteraciones	2	2				

Fuente: DANE, Encuesta continua de hogares 2004 (abril, mayo y junio) y cálculos del autor.

Nota: [1] Los estimadores son calculados por máxima verosimilitud y controlan el sesgo de selección. [2] La importancia relativa de cada observación corresponde a la estructura etaria por quinquenios y según género observada en cada una de las trece principales ciudades y sus áreas metropolitanas; información tomada de DANE, Censo General 2005. [3] AC: población que se autorreconoce como negra, mulata, afrocolombiana o palenquera; R: resto de la población. [4] En la ecuación de salario, las dotaciones corresponden al promedio de cada variable para los afrocolombianos y no afrocolombianos cuyo ingreso laboral es observable. En la ecuación de selección, se trata del promedio de cada variable para la población de las trece ciudades principales que se encuentra en edad de trabajar. [5] (Errores estándar).

CUADRO A7. ESTIMACIONES DE LA DESCOMPOSICIÓN BLINDER-OAXACA SOBRE EL DIFERENCIAL EN EL INGRESO QUE ES ATRIBUIDO AL GÉNERO Y QUE SE OBSERVA EN LAS TRECE PRINCIPALES CIUDADES COLOMBIANAS

	REMUNERACIONES			DOTACIONES		
	β_M	β_H	$\beta_M - \beta_H$	Z_M	Z_H	$Z_H - Z_M$
<i>InW</i>				9,074 <i>(0,920)</i>	9,102 <i>(0,920)</i>	0,028 <i>(0,920)</i>
Edad	0,038 <i>(0,004)</i>	0,066 <i>(0,003)</i>	-0,028 <i>(0,003)</i>	36,660 <i>(11,958)</i>	37,634 <i>(12,711)</i>	0,974 <i>(12,305)</i>
Edad ² <i>[miles de años]</i>	-0,408 <i>(0,051)</i>	-0,713 <i>(0,034)</i>	0,305 <i>(0,042)</i>	1,487 <i>(0,972)</i>	1,578 <i>(1,065)</i>	0,091 <i>(1,015)</i>
Primaria	0,202 <i>(0,023)</i>	0,187 <i>(0,020)</i>	0,015 <i>(0,021)</i>	0,908 <i>(0,290)</i>	0,899 <i>(0,301)</i>	-0,009 <i>(0,295)</i>
Secundaria incompleta	0,060 <i>(0,019)</i>	0,182 <i>(0,016)</i>	-0,122 <i>(0,018)</i>	0,775 <i>(0,417)</i>	0,756 <i>(0,429)</i>	-0,019 <i>(0,423)</i>
Secundaria completa	0,271 <i>(0,017)</i>	0,244 <i>(0,014)</i>	0,027 <i>(0,015)</i>	0,588 <i>(0,492)</i>	0,551 <i>(0,497)</i>	-0,037 <i>(0,495)</i>
Universidad incompleta	0,386 <i>(0,019)</i>	0,355 <i>(0,018)</i>	0,032 <i>(0,018)</i>	0,310 <i>(0,463)</i>	0,265 <i>(0,441)</i>	-0,046 <i>(0,453)</i>
Universidad completa	0,670 <i>(0,022)</i>	0,791 <i>(0,019)</i>	-0,121 <i>(0,021)</i>	0,195 <i>(0,396)</i>	0,167 <i>(0,373)</i>	-0,027 <i>(0,386)</i>
λ	-0,077 <i>(0,035)</i>	0,109 <i>(0,020)</i>	-0,187 <i>(0,028)</i>	0,752 <i>(0,345)</i>	0,462 <i>(0,323)</i>	-0,291 <i>(0,335)</i>
Constante	7,691 <i>(0,099)</i>	7,011 <i>(0,062)</i>	0,680 <i>(0,081)</i>	1,000	1,000	0,000
Selección						
Edad	0,123 <i>(0,003)</i>	0,128 <i>(0,003)</i>	-0,006 <i>(0,003)</i>	37,159 <i>(17,482)</i>	35,684 <i>(16,930)</i>	-1,475 <i>(17,234)</i>
Edad ² <i>[miles de años]</i>	-1,613 <i>(0,030)</i>	-1,635 <i>(0,031)</i>	0,022 <i>(0,031)</i>	1,686 <i>(1,537)</i>	1,560 <i>(1,442)</i>	-0,126 <i>(1,495)</i>
Ingreso no laboral <i>[miles de pesos de 2004]</i>	-0,00020 <i>(0,00001)</i>	-0,00024 <i>(0,00001)</i>	0,00004 <i>(0,00001)</i>	230,413 <i>(496,306)</i>	221,775 <i>(515,811)</i>	-8,639 <i>(505,237)</i>
Menores de 6 en el hogar	-0,138 <i>(0,015)</i>	0,175 <i>(0,017)</i>	-0,313 <i>(0,016)</i>	0,299 <i>(0,458)</i>	0,284 <i>(0,451)</i>	-0,015 <i>(0,455)</i>
Estudia	-0,733 <i>(0,025)</i>	-1,053 <i>(0,026)</i>	0,320 <i>(0,026)</i>	0,184 <i>(0,388)</i>	0,209 <i>(0,407)</i>	0,025 <i>(0,396)</i>
Cabeza de familia	0,371 <i>(0,019)</i>	0,445 <i>(0,021)</i>	-0,074 <i>(0,020)</i>	0,193 <i>(0,395)</i>	0,492 <i>(0,500)</i>	0,299 <i>(0,446)</i>
Casado	-0,321 <i>(0,017)</i>	-0,062 <i>(0,020)</i>	-0,259 <i>(0,019)</i>	0,258 <i>(0,438)</i>	0,308 <i>(0,462)</i>	0,050 <i>(0,449)</i>
Primaria	0,039 <i>(0,026)</i>	0,078 <i>(0,030)</i>	-0,039 <i>(0,028)</i>	0,878 <i>(0,328)</i>	0,888 <i>(0,316)</i>	0,010 <i>(0,322)</i>
Secundaria incompleta	-0,086 <i>(0,022)</i>	-0,032 <i>(0,026)</i>	-0,053 <i>(0,024)</i>	0,727 <i>(0,446)</i>	0,749 <i>(0,434)</i>	0,022 <i>(0,440)</i>
Secundaria completa	0,233 <i>(0,018)</i>	0,134 <i>(0,022)</i>	0,099 <i>(0,020)</i>	0,463 <i>(0,499)</i>	0,482 <i>(0,500)</i>	0,019 <i>(0,499)</i>

(Continúa)

CUADRO A7. ESTIMACIONES DE LA DESCOMPOSICIÓN BLINDER-OAXACA SOBRE EL DIFERENCIAL EN EL INGRESO QUE ES ATRIBUIDO AL GÉNERO Y QUE SE OBSERVA EN LAS TRECE PRINCIPALES CIUDADES COLOMBIANAS (continuación)

	REMUNERACIONES			DOTACIONES		
	β_M	β_H	$\beta_M - \beta_H$	Z_M	Z_H	$Z_H - Z_M$
Universidad incompleta	0,246 (0,024)	0,058 (0,029)	0,188 (0,027)	0,213 (0,410)	0,237 (0,425)	0,023 (0,417)
Universidad completa	0,412 (0,028)	0,094 (0,032)	0,318 (0,030)	0,110 (0,313)	0,129 (0,336)	0,019 (0,324)
Constante	-2,067 (0,056)	-1,967 (0,059)	-0,100 (0,058)	1,000	1,000	0,000
Cali	0,051 (0,022)	0,110 (0,025)	-0,058 (0,024)	0,116 (0,320)	0,115 (0,319)	-0,001 (0,319)
Medellín	-0,060 (0,019)	0,047 (0,022)	-0,108 (0,021)	0,176 (0,380)	0,170 (0,376)	-0,005 (0,378)
Barranquilla	-0,285 (0,026)	0,063 (0,029)	-0,348 (0,028)	0,082 (0,274)	0,083 (0,276)	0,001 (0,275)
Bucaramanga	0,034 (0,031)	-0,066 (0,035)	0,100 (0,033)	0,052 (0,223)	0,052 (0,221)	-0,001 (0,222)
Manizales	-0,206 (0,046)	-0,056 (0,051)	-0,149 (0,049)	0,021 (0,145)	0,021 (0,144)	0,000 (0,144)
Pasto	-0,057 (0,051)	-0,037 (0,058)	-0,020 (0,055)	0,017 (0,130)	0,017 (0,128)	0,000 (0,129)
Pereira	-0,113 (0,038)	-0,017 (0,044)	-0,097 (0,041)	0,031 (0,172)	0,030 (0,171)	0,000 (0,172)
Cúcuta	-0,136 (0,036)	0,061 (0,040)	-0,197 (0,038)	0,037 (0,188)	0,038 (0,191)	0,001 (0,189)
Montería	-0,058 (0,053)	0,025 (0,061)	-0,083 (0,058)	0,015 (0,123)	0,015 (0,122)	0,000 (0,123)
Ibagué	-0,073 (0,043)	0,011 (0,048)	-0,085 (0,045)	0,025 (0,157)	0,025 (0,155)	-0,001 (0,156)
Cartagena	-0,390 (0,034)	0,043 (0,038)	-0,433 (0,036)	0,045 (0,207)	0,045 (0,207)	0,000 (0,207)
Villavicencio	-0,081 (0,049)	0,057 (0,055)	-0,138 (0,052)	0,018 (0,134)	0,019 (0,137)	0,001 (0,136)
Athrho	-0,106 (0,047)	0,155 (0,029)	-0,260 (0,038)			
Log. sigma	-0,307 (0,006)	-0,340 (0,005)	0,033 (0,005)			
Rho	-0,105 (0,047)	0,154 (0,028)	-0,259 (0,038)			
Sigma	0,736 (0,004)	0,712 (0,004)	0,024 (0,004)			

(Continúa)

CUADRO A7. ESTIMACIONES DE LA DESCOMPOSICIÓN BLINDER-OAXACA SOBRE EL DIFERENCIAL EN EL INGRESO QUE ES ATRIBUIDO AL GÉNERO Y QUE SE OBSERVA EN LAS TRECE PRINCIPALES CIUDADES COLOMBIANAS (continuación)

	REMUNERACIONES			DOTACIONES		
	β_M	β_H	$\beta_M - \beta_H$	Z_M	Z_H	$Z_H - Z_M$
Lambda	-0,077 (0,035)	0,109 (0,020)	-0,187 (0,028)			
Log. verosimilitud	-46.572,00	-42.805,89				
Wald $\chi^2(7)$	6.671,71	14.673,79				
Observaciones	46.676	38.672				
No censuradas	18.040	21.943				
Iteraciones	2	3				

Fuente: DANE, Encuesta continua de hogares 2004 (abril, mayo y junio) y cálculos del autor.

Nota: [1] Los estimadores son calculados por máxima verosimilitud y controlan el sesgo de selección. [2] La importancia relativa de cada observación corresponde a la estructura etaria por quinquenios y según género observada en cada una de las trece principales ciudades y sus áreas metropolitanas; información tomada de DANE, Censo General 2005. [3] M: mujeres, H: hombres. [4] En la ecuación de salario, las dotaciones corresponden al promedio de cada variable para los hombres y mujeres de las trece principales ciudades cuyo ingreso laboral es observable. En la ecuación de selección, se trata del promedio de cada variable para la población de las trece ciudades principales que se encuentra en edad de trabajar. [5] (Errores estándar).

REFERENCIAS

- Bertrand, M.; Mullainathan, S., 2004. "Are Emily and Greg More Employable than Lakisha and Jamal? A Field Experiment on Labor Market Discrimination", en *The American Economic Review*, vol. 94, núm. 4, septiembre, pp. 991-1013.
- Becker, G. S.; Nashat Becker, G., 1997. *La economía cotidiana*, Editorial Planeta Mexicana, S. A. [primera edición mexicana, 2002], México.
- Becker, G. S., 1957. *The Economics of Discrimination*, Chicago & Londres, The University of Chicago Press [Second Edition, 1971].
- Blinder, A. S., 1973. "Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates", en *The Journal of Human Resources*, vol. 8, núm. 4, otoño, pp. 436-455.
- Cárdenas, M.; Bernal, R., 2005. "Race and Ethnic Inequality in Health and Health Care in Colombia", *Documentos de Trabajo*, núm. 29, enero, Fedesarrollo, Bogotá.
- D'Amico, T. F., 1987. "The Conceit of Labor Market Discrimination", en *The American Economic Review*, vol. 77, núm. 2, mayo, Papers and Proceedings of the Ninety-Ninth Annual Meeting of the American Economic Association, pp. 310-315.
- Díaz, Y.; Forero, G. A., 2006. "Exclusión racial en las urbes de la costa Caribe colombiana", *Serie Documentos IIEEC*, núm. 25, julio, Universidad del Norte, Barranquilla.

- Flórez, C. E.; Medina, C.; Urrea, F., 2003. “Los costos de la exclusión social por raza o etnia en América Latina y el Caribe”, en *Coyuntura Social*, núm. 29, diciembre, Bogotá, pp. 45-72.
- Oaxaca, R., 1973. “Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets”, en *International Economic Review*, vol. 14, núm. 3, octubre, pp. 693-709.
- Ortiz, R., 2005. *Inequidad étnica y racial en la afiliación al régimen subsidiado de salud en Colombia*, Universidad de los Andes, Tesis de grado para optar al título de magíster en economía, Bogotá.
- Rojas-Hayes, C. M., 2006. “Race determinants of wage gaps in Colombia”, Research paper developed as a student in the Master of Public Policy program, Harris School of Public Policy Studies, The University of Chicago.
- Urrea, F.; Ramírez, H.; Botero, W., 2006. “Perfil sociodemográfico de la población afrocolombiana en las ciudades de Cali y Cartagena con base en los datos del censo 2005”, ponencia presentada al seminario internacional “Construcción y uso de las variables étnicas en las estadísticas públicas: lógicas y dinámicas intra e internacionales”, 12 y 13 de octubre, Hacienda Cocoyoc, Estado de Morelos, México.
- Viáfara, C. A.; Urrea, F., 2006. “Efectos de la raza y el género en el logro educativo y estatus socio-ocupacional para tres ciudades colombianas”, en *Desarrollo y Sociedad*, segundo trimestre, pp. 115-163.
- Welch, F., 1973. “Black-White Differences in Returns to Schooling”, en *The American Economic Review*, vol. 63, núm. 5, diciembre, pp. 893-907.

**EDUCACIÓN, CALIDAD DE VIDA Y OTRAS
DESVENTAJAS ECONÓMICAS DE LOS
INDÍGENAS EN COLOMBIA**

Julio Romero P.

Este artículo fue publicado originalmente en la *Revista del Banco de la República*, vol. LXXXIII, núm. 987 de enero de 2010.

El autor es economista del Centro de Estudios Económicos Regionales (CEER) del Banco de la República, Cartagena.

Se agradecen los valiosos comentarios de los economistas del CEER: Adolfo Meisel, María Aguilera, Laura Cepeda, Juan D. Barón, Luis Armando Galvis, Leonardo Bonilla y Joaquín Viloría, durante la elaboración del presente documento. De igual forma, se extienden los agradecimientos a Javier Velasco, Fredy Navarrete y Rodrigo Orozco (Banco de la República, Popayán), Marcela Fernández (Alcaldía Municipal de Silvia, Cauca), Edgar Pillimúé Tombé (alcalde zonal del Resguardo de Guambía Nueva), Bárbara Muelas y María Morales (Resguardo de Guambía), Floro Tunubalá, (exgobernador del Resguardo de Guambía, del departamento del Cauca y exsenador de la República), Alexandra Cheij y Ciro Campos (Banco de la República, Montería), Víctor Negrete (Universidad del Sinú), Teovaldo Rojas (Alcaldía de San Andrés de Sotavento, Córdoba), Ati Quigua (Concejal de Bogotá).

Las opiniones expuestas no comprometen al Banco de la República ni a su Junta Directiva.

La primera desventaja de los indígenas en Colombia es cuantitativa, pues se trata de un grupo minoritario: representan el 3,4% de la población total, aunque en algunas regiones esta proporción aumenta a 14,6% en la Amazonía y a 13,9% en el Pacífico. Sumado a su condición minoritaria está el hecho de que se concentran en la periferia, la mayoría confinados en resguardos indígenas y al margen de la prosperidad y el éxito económico que caracterizan al centro del país (mapas 1 y 2, pp. 169-170).

La segunda desventaja es histórica, pues quedaron excluidos de oportunidades económicas, políticas y sociales. Durante la Colonia fueron sometidos a cargas laborales excesivas que, sumadas a los maltratos y a las enfermedades provenientes de Europa, los llevaron a su casi total exterminio. En algunas regiones del país fueron sustituidos por esclavos (Kalmanovitz, 1984, p. 23).

La Independencia y la proclamación de la igualdad de razas y colores no puso fin a algunas instituciones coloniales, pues muchas de éstas sólo se transformaron. Al ser excluidos del derecho a la propiedad privada (tierras que les pertenecían por Derecho Mayor), en algunos casos fueron obligados por parte de los terratenientes al pago de *terrajés* y otros tributos en especie hasta mediados del siglo XX.

En lo político, al igual que otros grupos, quedaron excluidos inicialmente del derecho al voto, y en lo social, a pesar de que a la mayoría se les impuso el dogma cristiano, no les era permitido recibir la misa en el templo o acceder a los recintos sagrados. En cuanto a la educación, en los internados sólo se recibían mestizos o indígenas que asumieron identidad de mestizos (por ejemplo, cambiando su nombre por uno de origen español), práctica que sobrevivió hasta mediados del siglo XX.

La tercera desventaja es que algunos de sus atributos, como el hecho de que hablan y escriben una segunda lengua (a diferencia de la mayoría de los colombianos), o que sean portadores de una sabiduría ancestral, continúan siendo vistos de forma exótica y rara vez esto incide para que tengan una mejor remuneración.

Las tres desventajas enumeradas hacen pensar que los indígenas son un grupo discriminado. En este documento se cuantifican las desventajas actuales en cuanto a escolaridad, retornos a la educación, cobertura en salud e incidencia sobre la pobreza. Estas últimas son determinantes claves de la calidad de vida. Así mismo, se estudian las diferencias entre el ingreso laboral de los indígenas y el resto de la población. Las diferencias se descomponen según dos fuentes: la misma remuneración, pero diferente capital humano, y el mismo capital humano, pero diferente remuneración. La segunda fuente de disparidades en el ingreso está asociada con la discriminación en el mercado laboral, la cual es sustancialmente mayor en el caso de los indígenas frente a la de los afrocolombianos.

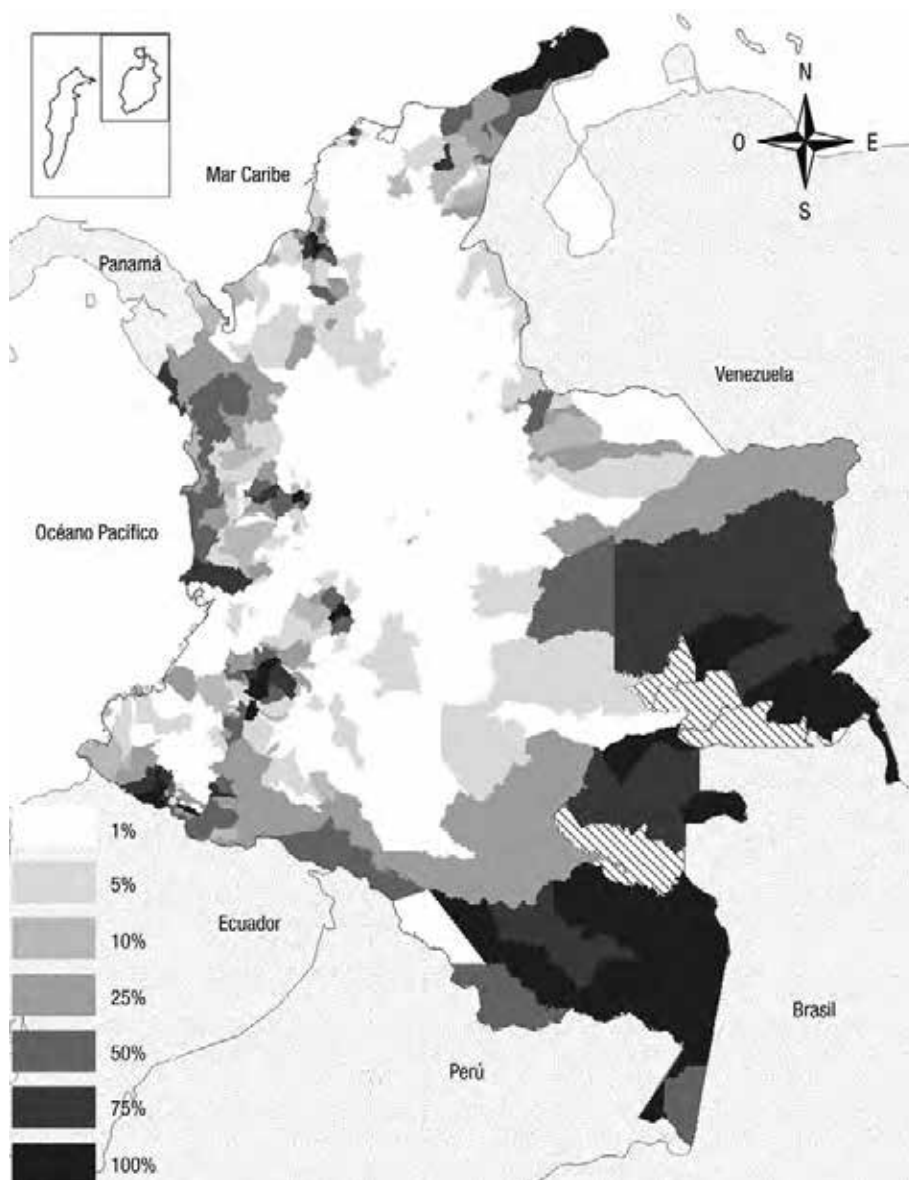
Presentada la anterior motivación, en la primera sección se muestra una revisión de la literatura que cubre algunas de las temáticas indígenas que han sido objeto de investigación económica: productividad agropecuaria; diferencias demográficas; inmigración, aculturación y descendencia indígena; escolaridad y retornos a la educación en los grupos étnicos; pobreza y localización de los grupos indígenas; inmigración, grupos étnicos y el tipo de empleo; exclusión y marginalidad de los grupos étnicos en Latinoamérica, y equidad en salud. En la segunda sección se presenta la estrategia empírica y se describen las fuentes de información que se usaron en el artículo. En la tercera se discuten los resultados de las estimaciones y la cuarta finaliza con algunos comentarios.

I. REVISIÓN DE LA LITERATURA

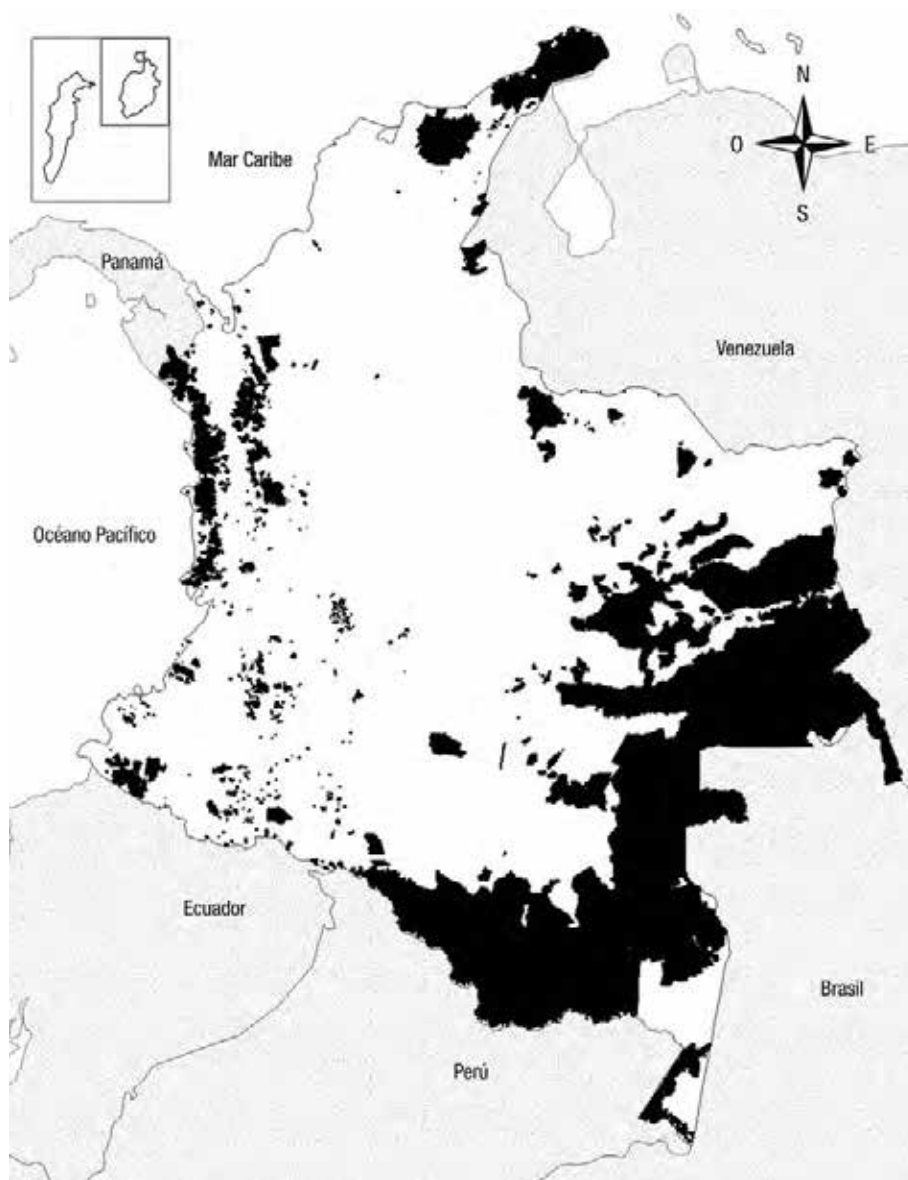
Sobre las diferencias en la productividad agrícola, Trosper (1978) señala que la baja productividad de los aborígenes de las planicies del norte de los Estados Unidos se debe, en parte, a que su capital es bajo. El autor señala que el grupo indígena podría explotar el recurso con mayor eficiencia, pero además enfrenta mayores restricciones crediticias. Trosper se refiere a tres causas que han permitido que los pueblos indígenas sucumban en la pobreza: 1) las mencionadas restricciones crediticias, originadas porque su tierra no puede ser usada como colateral cuando es inalienable; 2) por el rezago que tienen los indígenas en cuanto a la técnica y en la administración de los negocios —aunque el autor se opone a esta hipótesis señalando que la evidencia que presentan los defensores de esa corriente es muy débil—; 3) porque los objetivos de los campesinos indígenas son diferentes a los de otros campesinos, lo que podría estar afectando la maximización de utilidades, cuando valores indígenas inciden para que la explotación de un recurso sea a menor escala. Las conclusiones de Trosper (1978) apuntan a que los problemas de tenencia de la tierra, así como otros problemas institucionales, motivan a que los campesinos aborígenes no puedan producir a la escala de los campesinos blancos, pero enfatiza que no hay evidencia para afirmar que esto se deba a que aquellos carezcan de habilidades gerenciales. Por el contrario, una de las pruebas usadas por el autor sugiere que los indígenas podrían estar siendo más eficientes.

El artículo de Sandefur y Sakamoto (1988) estudia las diferencias demográficas, estructura del hogar y bienestar económico entre los aborígenes estadounidenses y el resto de la población. Los autores afirman que, a pesar de que el tema indígena se había estudiado en un contexto de la demografía histórica, a la fecha no se había hecho una caracterización del hogar y de los ingresos de dicho grupo. Una generalidad de los hogares indígenas es que se trata de un grupo pobre, con

MAPA 1. DENSIDAD DE POBLACIÓN INDÍGENA



MAPA 2. RESGUARDOS INDÍGENAS



menos ingresos y en desventaja, si se compara con los blancos. Dentro de las dificultades metodológicas comentadas por los autores está el hecho de que la variable de identificación étnica o racial sólo se preguntó al jefe de hogar. Consecuentemente los hogares con jefatura no amerindia, pero cuyo cónyuge sí lo era, quedaron excluidos del grupo indígena. El mismo inconveniente sobreviene en los otros grupos, pero es particularmente problemático en el caso del grupo amerindio en tanto la proporción de mujeres casadas con no amerindios es alta. Para sopesar el primer problema metodológico los autores se concentraron en los 19 Estados en los cuales la identificación de amerindios se mantuvo más o menos estable ante cambios en la metodología (los *Estados indígenas*). Los autores hacen cálculos usando todos los Estados y los Estados indígenas, y concluyen que los aborígenes que residen en los Estados amerindios son más pobres. Así mismo, la pobreza tiene mayor incidencia en hogares indígenas cuya pareja tiene hijos, frente a hogares de madres solteras.

Por su parte, Mason (2001) estudia empíricamente la relación entre identidad e ingreso anual para individuos descendientes de mexicanos (incluso indígenas). El autor se concentra en ese grupo porque ofrece las características de un experimento natural de adaptación y aculturación. Mason (2001) señala que trabajar con una variable *raza* o *etnia* es problemático porque, primero, en muchos casos las personas se sienten identificadas con un grupo sin importar cómo lo perciben los demás. Específicamente, el autor señala los casos donde los hispanos se identifican como blancos y, en segundo lugar, porque algunos se pueden autorreconocer como hispanos al ser descendientes de hispanos, pero no hablan español. El autor cita el trabajo de Telles y Murguía (1990) y señala que los casos en los que el fenotipo es más oscuro o con características indígenas se caracterizaron por ingresos más bajos, mientras que los casos donde el fenotipo mostraba características más europeas y colores más claros mostraron ingresos más altos. Otro de los casos es el artículo de Rodríguez (1992), quien señala que los descendientes de mexicanos con características de piel más oscura y rasgos indígenas pueden reducir la discriminación del mercado laboral adquiriendo una identidad con un nombre español en lugar de una identidad basada en la raza y el color. Es decir, es preferible tener características indígenas que llamarse como indígena. Las conclusiones de Mason (2001) confirman que sí existe una penalidad, esto es, menos ingreso, en el caso de los descendientes de mexicanos en los que sobresalen los rasgos indígenas y los tonos de piel más oscuros. La novedad está en que estima el efecto de la aculturación y la asimilación. Sobre este último punto señala que, manteniendo constante la fluidez en inglés, los que hablaban español con fluidez devengan menos que aquellos que no.

La relación entre el ingreso, la escolaridad y los retornos a la educación para los diferentes grupos étnicos de los Estados Unidos es estudiada por Chiswick

(1988). Una característica general es que los grupos con mayor escolaridad son también los que reciben un mayor retorno por su educación. El análisis de los grupos sociales se concentró inicialmente en las diferencias entre negros y blancos, primero porque existió una política contra las diferencias negros-blancos. La otra razón es por el tamaño: los negros eran la minoría más grande. Por otra parte, el autor señala que muchos grupos étnicos minoritarios tienen altas tasas de escolaridad, por ejemplo los chinos, japoneses, judíos y negros de padres extranjeros; mientras que los filipinos, chicanos, aborígenes estadounidenses y negros de padres nacionales tienen menor éxito que el promedio. Al separar los efectos de demanda de los de oferta, Chiswick (1988) encuentra más variación entre grupos en los factores de demanda.

El punto que defiende Chiswick (1988) es que las diferencias en el ingreso, la escolaridad y los retornos a la educación no son fácilmente explicadas desde la teoría de la discriminación, porque aunque algunas minorías que han sido discriminadas, por ejemplo los judíos y chinos, tienen niveles de escolaridad y retorno a la educación que son altos, esto no quiere decir que no exista discriminación o que aquella no tenga nada que ver en el acceso a la educación ni con la inserción en el mercado laboral.

Los grupos indígenas viven una doble marginalidad, no sólo son una minoría, sino que además, dentro de las minorías es la más rural. Con este punto de partida Leinchenko (2003) indica que la persistencia de la pobreza es un elemento clave cuando se estudian los problemas de los territorios indígenas de los Estados Unidos. Una generalidad de tales territorios es que están aislados, fuera de las áreas metropolitanas, y se observan ingresos per cápita bajos; no siempre tienen acceso a mercados, les hace falta economías de aglomeración e infraestructura adecuada. La pregunta que quiere responder el autor es si la localización y la presencia de los factores enumerados explican las variaciones en el ingreso per cápita, entre territorios aborígenes y no aborígenes. La conclusión de Leinchenko (2003) es que una vez se controla por localización, infraestructura y factores demográficos, los territorios indígenas no tienen significativamente menos ingreso que otras áreas. En ese sentido, el bajo ingreso per cápita de los territorios indígenas está mejor explicado por la interacción de los factores localización, infraestructura, demografía y capital humano, que por problemas propios de las comunidades aborígenes.

El artículo de Fairlie y Meyer (1996) estudia las diferencias entre trabajadores por cuenta propia pertenecientes a 60 grupos étnicos de los Estados Unidos. El primer resultado es que existen disparidades, y que suelen ser más profundas una vez se controlan algunas características individuales como la edad, la educación, el estatus de inmigración y el tiempo en el país. Los autores señalan que el problema étnico es una de las razones que explican el trabajo por cuenta propia.

Argumentan que el porcentaje de trabajadores por cuenta propia, de determinado grupo, está positivamente relacionado con la diferencia entre el ingreso promedio de los cuenta propia y el salario promedio de los empleados. Los grupos que provienen de países con tasas altas de trabajo por cuenta propia no tienen altas tasas de empleo por cuenta propia una vez se radican en los Estados Unidos. Por ejemplo, el porcentaje de hombres afroamericanos que trabajan por cuenta propia es bajo (4,4%) y (2,0%) en el caso de las mujeres, si se compara con otros grupos étnicos, por ejemplo los coreanos (27,9% hombres y 18,9% mujeres).

Los autores usan una muestra del censo de población de 1990, en donde identifican 60 grupos étnicos y reducen sus datos al grupo de individuos mayores a 16 años que no trabajan en el sector agropecuario. También se concentran en aquellos individuos que trabajaron por lo menos 20 semanas en el año anterior, con una regularidad horaria mínimo de 15 horas a la semana y que continúan trabajando. Para conformar los grupos étnicos Fairlie y Meyer (1996) se remitieron a tres variables del censo: el ancestro, la raza y el origen hispano, además de la localización. Por razones legales el censo no incluye preguntas sobre religión, lo cual no permite identificar algunos grupos. La forma de clasificar, por ejemplo, a los judíos rusos, fue por correspondencia uno a uno. Los rusos inmigrantes eran mayoritariamente judíos. Algunos individuos reportaron múltiples ancestros, por lo que éstos fueron descartados para no caer en complicaciones. Así las cosas, quedaron por fuera el 30% de las observaciones de la muestra original. En su mayoría fueron descartados individuos blancos de origen europeo. Un 15% adicional fue eliminado por no responder o porque su respuesta era un sinsentido.

Los autores se basan en modelos *probit* para estimar el efecto marginal de las *dummies* étnicas a la hora de elegir un trabajo por cuenta propia. Los investigadores enumeran dos hipótesis que explicarían por qué las minorías étnicas eligen trabajos por cuenta propia; la primera, atribuida a Bonacich (1973), radica en que se trata de inmigrantes que no tienen intenciones de permanecer en los Estados Unidos, por lo cual buscan un trabajo en donde puedan acumular riqueza rápidamente y en el que no se necesite un período largo de residencia. La segunda, está en que las condiciones de pobreza, el desempleo, la dificultad para hablar inglés y la discriminación, entre otras, inciden para que algunos grupos marginales prefieran trabajar por cuenta propia.

Por otra parte, el artículo de Flórez, Medina y Urrea (2003, p. 46) contiene una revisión sobre la exclusión basada en la raza para América Latina y el Caribe. Señalan que es clave conocer la magnitud y las causas de la exclusión para así promover la equidad. Los autores indican que existe un trato diferencial contra las minorías étnicas que data desde el siglo XVI, y enfatizan que, si

bien se ha documentado y cuantificado sobre la exclusión en Latinoamérica, la evidencia empírica no ha sido del todo aceptada, y su existencia es atribuida a otras tensiones sociales como las de clase. A lo anterior, Flórez, Medina y Urrea (2003, p. 47) responden con un argumento formulado por Wade (1993) en su trabajo sobre Medellín y Ungía, donde se deja claro que la raza y la clase social son elementos independientes: “Aunque la mayoría de los negros eran pobres, la mayoría de pobres no eran negros”. Los autores resaltan que la falta de información estadística también ha dificultado el entendimiento del problema. En muchos países de Latinoamérica no se han incluido sistemáticamente en sus censos o encuestas preguntas sociodemográficas orientadas a identificar la raza o la etnia. En los que sí se han incluido se han encontrado con dificultades en la clasificación de los individuos, lo que ha llevado a una limitada aceptación de las fuentes estadísticas.

En Flórez, Medina y Urrea (2003, pp. 48-49) se mencionan dos enfoques a la hora de medir las diferencias entre grupos. Una aproximación es la inclusión de una variable *dummy* que identifique al grupo en posible desventaja; la otra forma de entender el problema busca que una parte de las disparidades grupales sea explicada por las diferencias en productividad, por ejemplo el capital humano, y la otra por el tratamiento diferenciado que da el mercado a los grupos, es decir, la discriminación. Un ejemplo de la segunda aproximación es la descomposición de Blinder-Oaxaca.

Existen dos hechos estilizados que caracterizan a las minorías étnicas en Latinoamérica y que son mencionados por Flórez, Medina y Urrea (2003, p. 53). El primero de ellos es que la población indígena se encuentra sobrerrepresentada en las cifras de pobreza. El segundo, la evidencia de que tanto las dotaciones de capital humano como su remuneración es menor en el caso de los grupos indígenas y afrodescendientes.

En Colombia un tema presente en el debate de la exclusión y desigualdad de los grupos étnicos ha sido el de cobertura y calidad de la salud. Usando la Encuesta de calidad de vida (2003), Cárdenas y Bernal (2005, pp. 15-16) muestran que la variable *dummy* que recoge el efecto del grupo étnico (la cual incluye tanto a indígenas como afrocolombianos) sobre la probabilidad de estar cubierto en salud tiene un signo negativo, aunque no significativo. Sin embargo, cuando separan el efecto del grupo étnico en tres componentes: *indígena*, *afrocolombiano* y *otras minorías étnicas*, los resultados varían notablemente. La probabilidad de tener cobertura en salud es menor para el grupo de afrocolombianos, y aumenta para el de indígenas. Una de las razones que dan los autores es porque los resguardos indígenas son elegibles para recibir beneficios del Gobierno destinados a cobertura en salud. En el nivel regional los autores señalan que quienes se autorreconocen como

indígenas o afrodescendientes tienen menos probabilidad de estar cubiertos en salud si se encuentran en el Pacífico o en el Valle del Cauca.

Por otro lado, Ortiz (2005, p. 6) evalúa la posible equidad en la afiliación al régimen subsidiado de salud para el total de grupos étnicos tanto indígenas como afrocolombianos. Usando la Encuesta de calidad de vida (2003), Ortiz (2005, p. 25) señala que pertenecer al grupo indígena tiene un efecto positivo sobre la probabilidad de afiliación al régimen subsidiado, mientras que un efecto negativo se observa para el grupo afrocolombiano. Las diferencias entre indígenas y afrocolombianos son atribuidas por el autor a la cohesión que tiene el grupo indígena, a que tiene líderes visibles y a que están mejor representados ante el Estado. Por regiones, Ortiz (2005, p. 27) enfatiza que en las de mayor densidad de indígenas y afrocolombianos (la región Caribe y el Pacífico colombiano) existe un sesgo en la probabilidad de afiliación que está en favor de los primeros.

II. ESTRATEGIA EMPÍRICA

Para aproximarnos a las desventajas socioeconómicas de los grupos indígenas en Colombia, la estrategia empírica que se usó en este documento está dividida en dos partes. En la primera se buscó cuantificar el efecto marginal que tiene el pertenecer a los grupos indígenas y afrocolombianos sobre cuatro resultados socioeconómicos: la cobertura en salud, las necesidades básicas insatisfechas, la pobreza por insuficiencia de ingresos y la escolarización. Con este propósito se estimaron algunos modelos para los sectores urbano y rural, para las principales ciudades y por regiones, donde se calcula la probabilidad o propensión que tienen los grupos indígenas de no conseguir los logros económicos o sociales que fueron evaluados.

La segunda parte de la estrategia empírica tuvo como objetivo estimar las desventajas del grupo indígena en el mercado laboral, separando el efecto de la educación de otros elementos, tales como las diferencias entre grupo en el retorno a la educación, este último asociado con la discriminación en el mercado. Con esta intención, las diferencias en el ingreso laboral entre los indígenas y el resto de la población fueron descompuestas según la metodología de Blinder (1973) y Oaxaca (1973).

DATOS

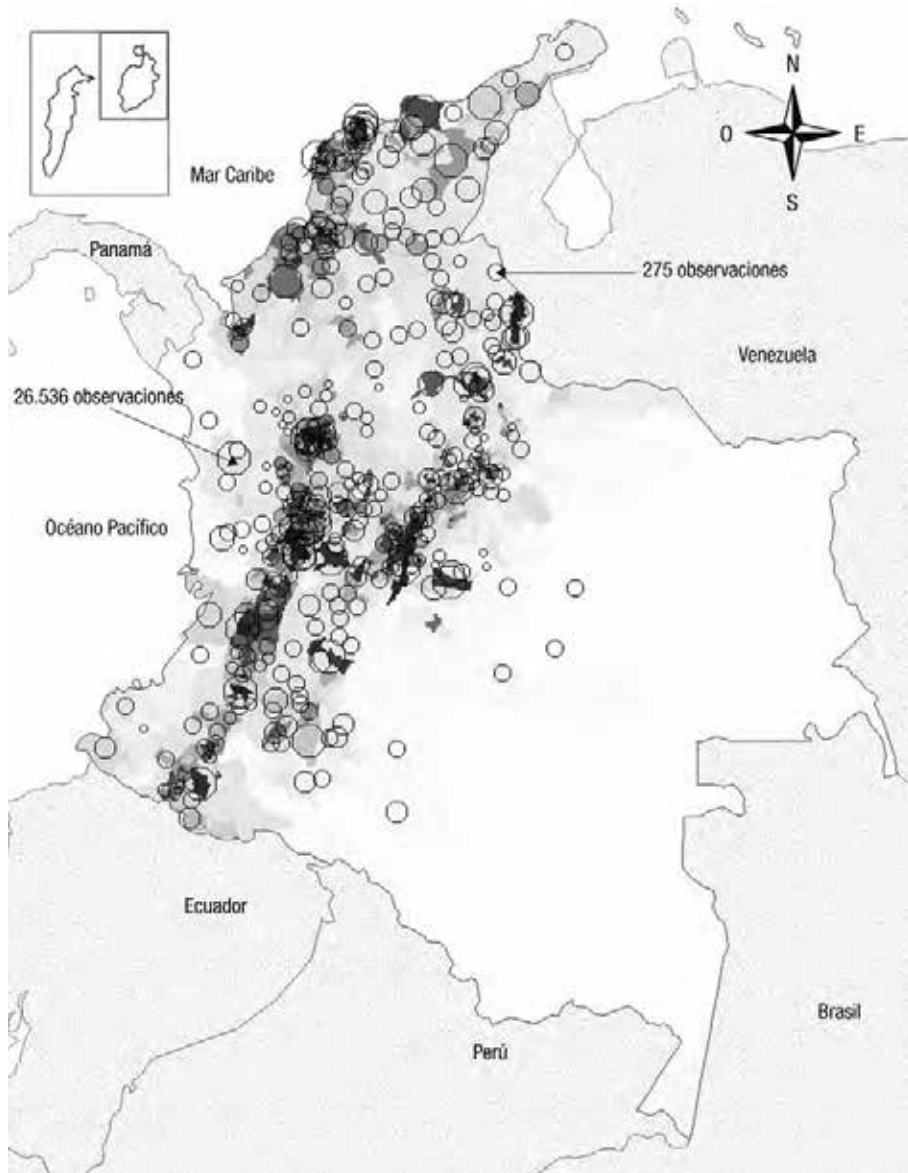
Los datos provienen del Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE), y corresponden a los segmentos de la Gran encuesta integrada de hogares (GEIH) que incluyeron preguntas de autorreconocimiento étnico

(es decir, las aplicadas entre agosto de 2006 y diciembre de 2007). Como la *Misión para el empalme de las series de empleo, pobreza y desigualdad* (2009, pp. 32-33), dadas las discrepancias que encontró entre la GEIH y la metodología anterior de la Encuesta continua de hogares (ECH), no recomendó el uso de la GEIH 2006-2007 para la construcción de series de tiempo que involucraran variables de ingresos, se empleó la GEIH 2006-2007 por cuanto sí permitía hacer un ejercicio de corte transversal donde el objetivo es el de comparaciones entre individuos, grupos étnicos y regiones. Del mismo modo, dicha Misión (2009, pp. 10-12) sugirió la imputación de ingresos por ajuste a cuentas nacionales y otras modificaciones sobre los factores de expansión de la encuesta, aunque no fueron tomados en cuenta en este artículo porque no se trataban de ajustes regionales o por grupos de individuos. Las estimaciones hechas en este documento, que se hicieron con base en la GEIH 2006-2007, usaron factores analíticos donde la importancia relativa de cada observación está condicionada a la estructura etaria y por género que se observó en cada municipio en el Censo general de 2005.

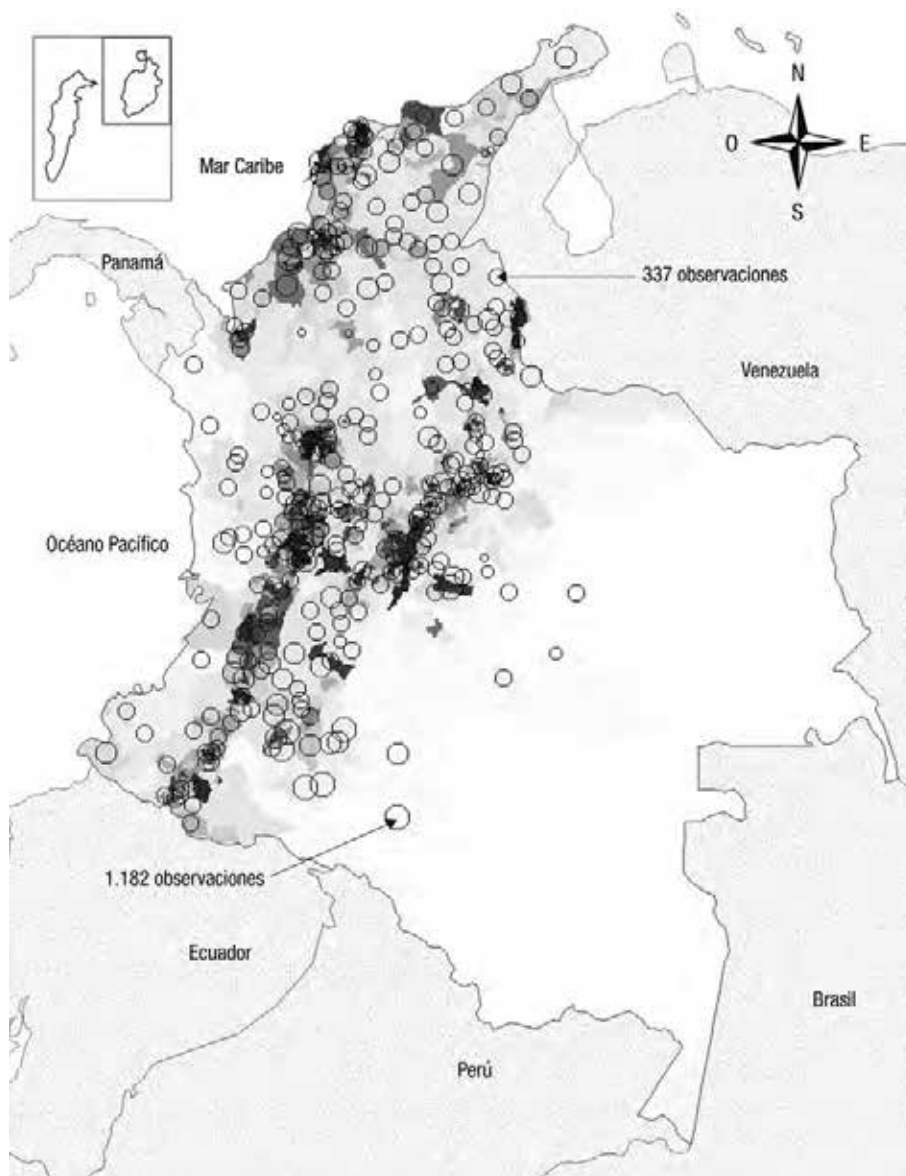
Entre agosto de 2006 y diciembre de 2007 la GEIH cuenta con 551.661 observaciones en las principales ciudades, de las cuales 2.707 corresponden a quienes se autorreconocen como indígenas y 31.578 como afrocolombianos; un total de 1.045.601 observaciones en las cabeceras municipales, donde 14.338 son indígenas y 74.962, afrocolombianos, y 110.279 en el área rural dispersa, con 7.295 que se autorreconocen como indígenas y 8.179 como afrocolombianos. Como fuente microeconométrica para la estimación de diferencias entre grupos étnicos, la GEIH supera ampliamente en volumen de observaciones a otras fuentes que se han usado en Colombia, como lo son la Encuesta continua de hogares (2000), la Encuesta de calidad de vida (2003), la Encuesta continua de hogares (2004) y la Encuesta de ingresos y gastos (2007). Por otro lado, los 348 municipios incluidos en la GEIH ofrecen una cobertura aceptable de algunas regiones colombianas: el Caribe continental, el Pacífico colombiano y la región de los Andes; con baja representación están las regiones de menor densidad: la Orinoquia y la Amazonia¹ (mapas 3 y 4).

¹ Se consideraron cuatro regiones: i) los Andes occidentales, que incluyen los departamentos de Antioquia, Caldas, Quindío, Risaralda y Valle del Cauca (este último sin el municipio de Buenaventura); ii) los Andes orientales, con los departamentos de Boyacá, Cundinamarca, Huila, Norte de Santander, Santander, Tolima y la ciudad de Bogotá; iii) el Pacífico, con los departamentos de Chocó, Cauca, Nariño y el municipio de Buenaventura; iv) el Caribe, a los departamentos de Atlántico, Bolívar, Cesar, Córdoba, La Guajira, Magdalena y Sucre. Adicionalmente, se reportan estimadores para la región de la Amazonia, que se refieren al departamento de Caquetá, y para la Orinoquia, que sólo incluye al departamento del Meta.

**MAPA 3. DENSIDAD DE POBLACIÓN Y OBSERVACIONES TOMADAS EN LA GEIH 2006-2007
(CABECERAS MUNICIPALES)**



MAPA 4. DENSIDAD DE POBLACIÓN Y OBSERVACIONES TOMADAS EN LA GEIH 2006-2007 (ÁREAS RURALES)



III. RESULTADOS

A. SALUD

Los individuos que se autorreconocieron como indígenas en las principales ciudades colombianas y en la región de los Andes occidentales tienen una reducción de 7,7 puntos porcentuales (pp) en la probabilidad de estar cubiertos en salud, manteniendo constante las otras características generales. En el total de las cabeceras municipales y en las áreas rurales no se observó una relación significativa entre el grupo indígena y la cobertura en salud, incluso por regiones. El resultado es diferente del que se puede observar para el grupo de afrocolombianos. Los individuos que se autorreconocieron como afrocolombianos tuvieron 4,0 pp menos en la probabilidad de estar cubiertos en salud en las principales ciudades; 5,1 pp menos en el total de cabeceras municipales; 8,1 pp menos en el casco urbano de la región de los Andes occidentales y 3,2 pp menos en el de los Andes orientales; 11,1 pp menos en el total de las áreas rurales, donde sobresale la región del Pacífico colombiano, con una probabilidad reducida en 24,8 pp (Cuadro 1).

La cobertura en salud es un elemento que mostró desbalances regionales, independiente de la pertenencia étnica y otras características demográficas como la edad, el género, el nivel educativo y la ocupación del individuo. En las principales ciudades se observó que los sujetos pertenecientes a la región Caribe, en promedio, tuvieron 10,3 pp menos de probabilidad de estar cubiertos en salud si se comparan con los pertenecientes a la región de los Andes orientales. De igual forma 7,7 pp menos de probabilidad se observó para los individuos de la Orinoquia. En los niveles urbano y rural se apreciaron probabilidades menores en las regiones periféricas, como lo son el Caribe, la Orinoquia, la Amazonia y el Pacífico colombiano, una vez comparadas con los Andes orientales.

CUADRO 1. ESTIMACIONES DE LA PROBABILIDAD QUE TIENE UN INDIVIDUO DE ESTAR CUBIERTO EN SALUD

VARIABLE DEPENDIENTE P (SALUD = 1)

CIUDADES PRINCIPALES	URBANO		RURAL		ANDES OCCIDENTALES		ANDES ORIENTALES		CARIBE		PACIFICO	
	URBANO	RURAL	URBANO	RURAL	URBANO	RURAL	URBANO	RURAL	URBANO	RURAL	URBANO	RURAL
Promedio												
Indígena	0,7869 (0,0079)	0,7993 (0,0033)	0,6942 (0,0054)	0,8033 (0,0091)	0,8381 (0,0187)	0,8518 (0,0115)	0,7825 (0,0149)	0,7634 (0,0043)	0,6139 (0,0092)	0,7866 (0,0102)	0,7527 (0,0076)	
Afrocolombiano	0,7725 (0,0024)	0,7532 (0,0016)	0,6679 (0,0052)	0,7866 (0,0037)	0,8146 (0,0130)	0,8001 (0,0086)	0,7873 (0,0257)	0,7589 (0,0025)	0,6989 (0,0115)	0,6837 (0,0027)	0,5623 (0,0068)	
Resto	0,8412 (0,0005)	0,8357 (0,0004)	0,7747 (0,0014)	0,8812 (0,0007)	0,8663 (0,0024)	0,8495 (0,0007)	0,8048 (0,0022)	0,7476 (0,0008)	0,6451 (0,0031)	0,7921 (0,0014)	0,8262 (0,0044)	

(Continúa)

CUADRO 1. ESTIMACIONES DE LA PROBABILIDAD QUE TIENE UN INDIVIDUO DE ESTAR CUBIERTO EN SALUD
 VARIABLE DEPENDIENTE P (SALUD = 1) (continuación)

CIUDADES PRINCIPALES	URBANO	RURAL	ANDES OCCIDENTALES		ANDES ORIENTALES		CARIBE		PACÍFICO		
			URBANO	RURAL	URBANO	RURAL	URBANO	RURAL	URBANO	RURAL	
Promedio											
Todos	0,8374 (0,0005)	0,8301 (0,0004)	0,7583 (0,0013)	0,8729 (0,0007)	0,8606 (0,0023)	0,8488 (0,0007)	0,8041 (0,0022)	0,7487 (0,0007)	0,6437 (0,0029)	0,7540 (0,0013)	0,7456 (0,0034)
Efecto marginal											
Indígena	-0,0779 (0,0252)	-0,0146 (0,0224)	-0,0400 (0,0256)	-0,0766 (0,0194)	-0,0553 (0,0805)	0,0104 (0,0244)	-0,0208 (0,0647)	0,0313 (0,0318)	-0,0050 (0,0412)	0,0061 (0,0486)	-0,0917 (0,0505)
Afrocolombiano	-0,0409 (0,0323)	-0,0508 (0,0222)	-0,1156 (0,0388)	-0,0808 (0,0106)	-0,0560 (0,0366)	-0,0324 (0,0100)	-0,0356 (0,0444)	0,0190 (0,0123)	0,0619 (0,0448)	-0,0858 (0,0649)	-0,2481 (0,0637)
Andes occidentales	0,0450 (0,0311)	0,0333 (0,0231)	0,0738 (0,0246)								
Caribe	-0,1034 (0,0348)	-0,0852 (0,0238)	-0,1384 (0,0291)								
Pacífico	0,0068 (0,0203)	-0,0708 (0,0364)	-0,0193 (0,0308)								
Amazonia		-0,0600 (0,0181)	-0,2413 (0,0391)								
Orinoquia	-0,0771 (0,0239)	-0,0710 (0,0222)	-0,0738 (0,0277)								
Observaciones	551.661	1.045.601	110.279	236.770	21.911	263.370	33.436	357.499	27.894	113.868	16.133

Notas:

* En el panel superior se encuentra el promedio de la variable dependiente con su respectivo error estándar. En el panel inferior se encuentra el efecto marginal con su respectivo error estándar.

* Los coeficientes reportados se refieren a los efectos marginales en un modelo *probit*. Además de los estimadores reportados, el modelo incluyó las variables: edad, edad², tamaño del hogar, *dummies* para mujeres, casados, cabezas de hogar, alfabetismo, estudiantes, trabajadores, trimestres y un *spline* de cinco variables para el nivel educativo.

* Los efectos marginales corresponden al individuo promedio.

* (Errores estándar) robustos por *cluster* de municipios en el caso de los estimadores.

Fuente: DANE (GEIH, 2006-2007); cálculos del autor.

B. POBREZA ESTRUCTURAL

Medidas como el índice de necesidades básicas insatisfechas (NBI) deben ser interpretadas con cautela a la hora de evaluar la calidad de vida de los grupos étnicos. Por una parte, las observaciones de campo indican que los materiales de la vivienda, como lo son los pisos de arena, no son asumidos como una deficiencia por parte de quienes las habitan, sobre todo en el caso de las malokas y

rancherías. Del mismo modo sucede con lo que se asume como el hacinamiento crítico, donde encontrar viviendas con más de dos individuos por cuarto, en el caso de las viviendas indígenas, es la regla mas no su excepción. Sobre la calidad de vida Komlos (2003, p. 252) señala que elementos como la autosuficiencia alimentaria, el vivir en una tierra productiva y en regiones con baja densidad de población —lejos de los mercados urbanos y sus enfermedades—, permitieron que, en un momento histórico, los aborígenes estadounidenses fueran más altos, dando muestra de su calidad de vida biológica, aunque fueran considerados como pobres según las definiciones oficiales.

Con la salvedad anterior, en Colombia el grupo indígena tiene mayor probabilidad de tener por lo menos una necesidad básica insatisfecha. Los aborígenes que viven en las principales ciudades colombianas tienen 7,9 pp adicionales en la probabilidad de carecer de por lo menos uno de los componentes del NBI. En el total de las cabeceras municipales incluidas en la encuesta, el aumento en la probabilidad llega a 11,9 pp. Sobresale la región Caribe, donde los indígenas tienen 28,6 pp adicionales de probabilidad de ser considerados pobres por NBI en las áreas urbanas y 10,6 pp en las rurales.

Para el grupo de afrocolombianos no se observó un panorama más favorable. En las principales ciudades colombianas mostraron 7,9 pp adicionales en la probabilidad de carecer de alguno de los componentes del NBI, y 15,2 pp en el total de cabeceras municipales, donde sobresale la región de los Andes orientales, con un aumento de 11,5 pp, y el Pacífico colombiano, con uno de 46,5 pp. En las áreas rurales los afrocolombianos tuvieron un adicional de 7,9 pp en la probabilidad de carecer de alguna necesidad básica y uno de 17,9 pp en el caso de la región del Pacífico (Cuadro 2).

CUADRO 2. ESTIMACIONES DE LA PROBABILIDAD QUE TIENE UN INDIVIDUO DE CARECER DE ALGUNA NECESIDAD BÁSICA

VARIABLE DEPENDIENTE $P(NBI = 1)$

CIUDADES PRINCIPALES	URBANO		RURAL		ANDES OCCIDENTALES		ANDES ORIENTALES		CARIBE		PACÍFICO	
	URBANO	RURAL	URBANO	RURAL	URBANO	RURAL	URBANO	RURAL	URBANO	RURAL	URBANO	RURAL
Promedio												
Indígena	0,3000 (0,0088)	0,4371 (0,0042)	0,8620 (0,0040)	0,2236 (0,0096)	0,6622 (0,0240)	0,3672 (0,0158)	0,8004 (0,0146)	0,7334 (0,0045)	0,9755 (0,0029)	0,3437 (0,0119)	0,7696 (0,0074)	
Afrocolombiano	0,3448 (0,0027)	0,4907 (0,0018)	0,8417 (0,0041)	0,2906 (0,0041)	0,7157 (0,0153)	0,3579 (0,0104)	0,5741 (0,0313)	0,5205 (0,0030)	0,8456 (0,0092)	0,7925 (0,0023)	0,9267 (0,0036)	
Resto	0,2288 (0,0006)	0,2685 (0,0005)	0,7424 (0,0014)	0,2020 (0,0009)	0,6762 (0,0033)	0,2375 (0,0008)	0,7212 (0,0025)	0,4317 (0,0009)	0,8249 (0,0025)	0,3048 (0,0016)	0,7127 (0,0053)	

(Continúa)

CUADRO 2. ESTIMACIONES DE LA PROBABILIDAD QUE TIENE UN INDIVIDUO DE CARECER DE ALGUNA NECESIDAD BÁSICA (continuación)

VARIABLE DEPENDIENTE $P(NBI = 1)$

CIUDADES PRINCIPALES	URBANO RURAL		ANDES OCCIDENTALES		ANDES ORIENTALES		CARIBE		PACÍFICO		
	URBANO	RURAL	URBANO	RURAL	URBANO	RURAL	URBANO	RURAL	URBANO	RURAL	
Promedio											
Todos	0,2351 (0,0006)	0,2839 (0,0004)	0,7618 (0,0013)	0,2091 (0,0008)	0,6796 (0,0032)	0,2397 (0,0008)	0,7223 (0,0025)	0,4433 (0,0008)	0,8480 (0,0022)	0,4787 (0,0015)	0,7776 (0,0033)
Efecto marginal											
Indígena	0,0792 (0,0381)	0,1187 (0,0439)	0,0621 (0,0353)	0,0264 (0,0249)	-0,0469 (0,0776)	0,0927 (0,0485)	0,0445 (0,0371)	0,2864 (0,0831)	0,1061 (0,0200)	0,0205 (0,0881)	0,0165 (0,0278)
Afrocolombiano	0,0792 (0,0263)	0,1521 (0,0491)	0,0790 (0,0310)	0,0623 (0,0374)	0,0122 (0,0609)	0,1147 (0,0094)	-0,0982 (0,0575)	0,0738 (0,0513)	0,0158 (0,0209)	0,4658 (0,0731)	0,1797 (0,0373)
Andes occidentales	-0,0710 (0,0134)	-0,0567 (0,0167)	-0,0319 (0,0307)								
Caribe	0,0350 (0,0577)	0,1370 (0,0516)	0,0895 (0,0229)								
Pacífico	0,0118 (0,0064)	0,1625 (0,0670)	0,0144 (0,0335)								
Amazonia		0,0797 (0,0226)	0,1776 (0,0166)								
Orinoquia	0,0374 (0,0071)	0,0561 (0,0142)	0,1065 (0,0245)								
Observaciones	547.110	1.034.119	107.874	234.412	21.632	260.726	32.911	353.675	27.514	112.579	15.724

Notas:

* En el panel superior se encuentra el promedio de la variable dependiente con su respectivo error estándar. En el panel inferior se encuentra el efecto marginal con su respectivo error estándar.

* Los coeficientes reportados se refieren a los efectos marginales en un modelo *probit*. Además de los estimadores reportados, el modelo incluyó las variables: edad, edad², tamaño del hogar, y *dummies* para mujeres, casados, cabezas de hogar, alfabetismo, estudiantes, trabajadores, trimestres y un *spline* de cinco variables para el nivel educativo.

* Los efectos marginales corresponden al individuo promedio.

* (Errores estándar) robustos por *cluster* de municipios en el caso de los estimadores.

Fuente: DANE (GEIH, 2006-2007); cálculos del autor.

Es importante notar que, independientemente de la pertenencia étnica y de otras características observables en el individuo, la probabilidad de ser pobre de acuerdo con las NBI está determinada, en parte, por el origen regional. Para el caso urbano la probabilidad aumenta en 13,7 pp en la región Caribe si se compara con los Andes orientales, y 16,2 pp en el caso del Pacífico.

C. POBREZA POR INSUFICIENCIA DE INGRESOS

Existen varias formas de medir la pobreza por insuficiencia de ingresos, pero en general todas consisten en cuantificar el porcentaje de la población cuyo ingreso promedio del hogar es inferior a cierto umbral establecido (llamado línea de pobreza). Las líneas de pobreza pueden ser absolutas o relativas; dentro de las primeras está la línea de pobreza basada en canastas normativas de consumo total y de alimentos, que es recomendada por la Comisión Económica para América Latina (Cepal). Las líneas de pobreza con canastas normativas exigen, primero, conocer el valor de dichas canastas y, segundo, ajustar la muestra al sistema de Cuentas Nacionales, como en el caso colombiano. Otro ejemplo de línea de pobreza absoluta es la usada por el Banco Mundial, quien ha establecido como umbral para que un individuo sea considerado pobre, un ingreso diario igual o inferior a los dos dólares internacionales de 1993. Esta medición también requiere de algunos ajustes para que la muestra sea expresada en la paridad de poder de compra que se observó en el año de 1993. Tal vez el criterio más sencillo es la línea de pobreza relativa de Fuchs (1967), usado por la Unión Europea, donde los justos beneficiarios de programas y ayudas económicas corresponden al segmento de la población cuyos ingresos no superan siquiera la mitad del ingreso del individuo ubicado en el percentil 50. Uno de los aciertos del criterio de Fuchs es que un individuo en pobreza absoluta también lo está en pobreza relativa (Lang, 2007, p. 35).

Usando la línea de pobreza de la mitad de la mediana, los indígenas tienen mayor probabilidad de ser pobres por insuficiencia de ingresos. Manteniendo constantes otras características de los individuos, quienes se autorreconocen como indígenas y habitan en las cabeceras municipales mostraron una probabilidad, aumentada en 11,9 pp, de ser pobres por sus ingresos. La probabilidad llega a ser mayor en las regiones de los Andes orientales (15,4 pp), Caribe (20,2 pp) y Pacífico (16,0 pp). En las áreas rurales un individuo del grupo indígena tiene 17,6 pp adicionales en la probabilidad de estar por debajo de la línea de pobreza (mitad de la mediana); por regiones, sobresale el Caribe, donde la probabilidad aumenta en 27,4 pp (Cuadro 3).

Para el grupo de afrocolombianos se observó un incremento de 5,4 pp en la probabilidad de estar por debajo de la línea de pobreza de las principales ciudades; 4,4 pp en el caso de las cabeceras municipales, 4,8 pp en la región de los Andes occidentales y 6,3 pp para los afrocolombianos de la región Caribe.

Existen variaciones regionales en la probabilidad de ser pobre por ingresos insuficientes, manteniendo constantes las características de las personas, incluida la pertenencia étnica. Un colombiano tiene 17,3 pp de más en la probabilidad de ser pobre si reside en las cabeceras municipales de la región Caribe en lugar de la

región de los Andes orientales. En el Pacífico la misma comparación es de 8,0 pp y en la Amazonía de 18,7 pp.

CUADRO 3. ESTIMACIONES DE LA PROBABILIDAD QUE TIENE UN INDIVIDUO DE ESTAR EN POBREZA RELATIVA POR INSUFICIENCIA DE INGRESOS

VARIABLE DEPENDIENTE P (POBREZA = 1)

CIUDADES PRINCIPALES	URBANO	RURAL	ANDES OCCIDENTALES		ANDES ORIENTALES		CARIBE		PACÍFICO		
			URBANO	RURAL	URBANO	RURAL	URBANO	RURAL	URBANO	RURAL	
Promedio											
Indígena	0,2817 (0,0086)	0,4092 (0,0041)	0,5007 (0,0059)	0,2141 (0,0094)	0,1573 (0,0184)	0,3572 (0,0156)	0,4649 (0,0180)	0,6180 (0,0050)	0,5838 (0,0094)	0,5206 (0,0124)	0,4747 (0,0088)
Afrocolombiano	(0,0027)	(0,0018)	(0,0050)	(0,0040)	(0,0161)	(0,0080)	(0,0239)	(0,0029)	(0,0109)	(0,0029)	(0,0059)
Resto	0,2259 (0,0006)	0,2401 (0,0004)	0,2478 (0,0014)	0,2054 (0,0009)	0,1781 (0,0027)	0,1878 (0,0008)	0,2704 (0,0025)	0,3874 (0,0009)	0,2534 (0,0028)	0,3544 (0,0017)	0,3718 (0,0056)
Todos	0,2323 (0,0006)	0,2493 (0,0004)	0,2733 (0,0013)	0,2108 (0,0008)	0,1954 (0,0027)	0,1884 (0,0008)	0,2749 (0,0024)	0,3969 (0,0008)	0,3011 (0,0027)	0,3964 (0,0014)	0,3611 (0,0038)
Efecto marginal											
Indígena	0,0660 (0,0401)	0,1195 (0,0390)	0,1760 (0,0378)	0,0187 (0,0356)	-0,0290 (0,0665)	0,1542 (0,0407)	0,1658 (0,0419)	0,2023 (0,0289)	0,2739 (0,0350)	0,1603 (0,0499)	0,0935 (0,0369)
Afrocolombiano	0,0548 (0,0147)	0,0437 (0,0131)	-0,0016 (0,0462)	0,0478 (0,0197)	0,1540 (0,0813)	-0,0272 (0,0211)	-0,0706 (0,0362)	0,0628 (0,0197)	-0,0027 (0,0311)	0,0605 (0,0427)	-0,1310 (0,0570)
Andes occidentales	0,0077 (0,0124)	0,0107 (0,0255)	-0,0861 (0,0318)								
Caribe	0,1601 (0,0179)	0,1734 (0,0331)	-0,0287 (0,0235)								
Pacífico	0,1541 (0,0113)	0,1797 (0,0356)	0,0488 (0,0357)								
Amazonia		0,1870 (0,0482)	-0,1163 (0,0389)								
Orinoquia	0,0711 (0,0114)	0,0741 (0,0404)	-0,0532 (0,0394)								
Observaciones	551.661	1.045.601	110.279	236.770	21.911	263.370	33.436	357.499	27.894	113.868	16.133

Notas:

* En el panel superior se encuentra el promedio de la variable dependiente con su respectivo error estándar. En el panel inferior se encuentra el efecto marginal con su respectivo error estándar.

* Los coeficientes reportados se refieren a los efectos marginales en un modelo *probit*. Además de los estimadores reportados, el modelo incluyó las variables: edad, edad², tamaño del hogar, y *dummies* para mujeres, casados, cabezas de hogar, alfabetismo, estudiantes, trabajadores, trimestres y un *spline* de cinco variables para el nivel educativo.

* Los efectos marginales corresponden al individuo promedio.

* (Errores estándar) robustos por *cluster* de municipios en el caso de los estimadores.

Fuente: DANE (GEIH, 2006-2007); cálculos del autor.

D. FORMACIÓN DE CAPITAL HUMANO Y ASISTENCIA ESCOLAR

John E. Roemer (1998) plantea que para el caso de los grupos o individuos en desventaja, desde la política económica se pueden tomar acciones que busquen igualdad entre los competidores. Dichas acciones pueden ser *durante el juego*, por ejemplo, mediante compensaciones o cuotas; mientras que otras pretenden *igualar el terreno de juego* antes del juego, permitiendo que los individuos compitan pero en igualdad de oportunidades. En este sentido, la educación se convierte en un elemento clave para resolver las diferencias de grupo.

Un colombiano en edad escolar (entre 5 y 24 años), perteneciente al grupo indígena y residente en alguna de las principales ciudades tuvo una reducción de 10,8 pp en la probabilidad de estar estudiando. En el nivel urbano sobresale la región de los Andes orientales, donde la probabilidad de estudiar en edad escolar es menor en 9,8 pp para el grupo indígena. El resultado se mantiene para el total de las áreas rurales. En ese caso el grupo aborigen mostró una disminución de 10,4 pp en la probabilidad de estudiar, y 20,2 pp en el caso de los indígenas que habitan las áreas rurales del Caribe colombiano (Cuadro 4).

El grupo de afrocolombianos, a diferencia de los indígenas, no mostró diferencias significativas con el resto de la población. La probabilidad de estudiar en edad escolar para los afrocolombianos localizados en las principales ciudades se vio reducida en 2,4 pp, y en 3,1 pp para el caso de las cabeceras municipales del Pacífico colombiano.

CUADRO 4. ESTIMACIONES DE LA PROBABILIDAD QUE TIENE UN INDIVIDUO DE ENCONTRARSE ESTUDIANDO, POBLACIÓN DE 5 A 24 AÑOS

VARIABLE DEPENDIENTE P (ESTUDIA = 1)

CIUDADES PRINCIPALES	URBANO		RURAL		ANDES OCCIDENTALES		ANDES ORIENTALES		CARIBE		PACÍFICO	
	URBANO	RURAL	URBANO	RURAL	URBANO	RURAL	URBANO	RURAL	URBANO	RURAL	URBANO	RURAL
Promedio												
Indígena	0,5568 (0,0177)	0,6413 (0,0064)	0,5469 (0,0088)	0,5704 (0,0216)	0,6284 (0,0410)	0,6051 (0,0266)	0,6438 (0,0279)	0,6974 (0,0072)	0,5106 (0,0143)	0,7149 (0,0178)	0,5624 (0,0130)	
Afrocolombiano	0,6635 (0,0043)	0,7055 (0,0026)	0,6123 (0,0082)	0,6763 (0,0067)	0,6096 (0,0245)	0,6402 (0,0170)	0,6533 (0,0499)	0,7202 (0,0043)	0,6305 (0,0193)	0,7507 (0,0036)	0,6065 (0,0101)	
Resto	0,7128 (0,0010)	0,7159 (0,0007)	0,6436 (0,0025)	0,7044 (0,0016)	0,6446 (0,0054)	0,7234 (0,0014)	0,6247 (0,0043)	0,7185 (0,0013)	0,6819 (0,0048)	0,7143 (0,0026)	0,6073 (0,0091)	
Todos	0,7094 (0,0010)	0,7146 (0,0007)	0,6318 (0,0023)	0,7009 (0,0016)	0,6405 (0,0052)	0,7217 (0,0014)	0,6254 (0,0042)	0,7184 (0,0012)	0,6533 (0,0045)	0,7287 (0,0021)	0,5980 (0,0060)	
Efecto marginal												
Indígena	-0,1085 (0,0200)	-0,0383 (0,0232)	-0,1042 (0,0384)	-0,0578 (0,0375)	-0,0097 (0,0648)	-0,0977 (0,0365)	0,0365 (0,0316)	-0,0130 (0,0205)	-0,2018 (0,0461)	0,0341 (0,0415)	-0,0134 (0,0401)	

(Continúa)

CUADRO 4. ESTIMACIONES DE LA PROBABILIDAD QUE TIENE UN INDIVIDUO DE ENCONTRARSE ESTUDIANDO, POBLACIÓN DE 5 A 24 AÑOS (continuación)
VARIABLE DEPENDIENTE P (ESTUDIA = 1)

CIUDADES PRINCIPALES	URBANO	RURAL	ANDES OCCIDENTALES		ANDES ORIENTALES		CARIBE		PACÍFICO		
			URBANO	RURAL	URBANO	RURAL	URBANO	RURAL	URBANO	RURAL	
Efecto marginal											
Afrocolombiano	-0,0239 (0,0132)	0,0015 (0,0124)	-0,0154 (0,0298)	-0,0139 (0,0195)	-0,0647 (0,0570)	-0,0274 (0,0159)	0,0763 (0,0688)	0,0145 (0,0089)	-0,0460 (0,0382)	0,0309 (0,0116)	0,0616 (0,0337)
Andes occidentales	-0,0200 (0,0085)	-0,0233 (0,0088)	0,0494 (0,0184)								
Caribe	-0,0175 (0,0236)	-0,0122 (0,0123)	0,0859 (0,0212)								
Pacífico	-0,0030 (0,0048)	0,0104 (0,0097)	0,0280 (0,0257)								
Amazonia		-0,0364 (0,0263)	-0,0610 (0,0342)								
Orinoquia	-0,0678 (0,0040)	-0,0666 (0,0053)	-0,0944 (0,0654)								
Observaciones	201.966	399.502	44.197	82.660	8.431	99.309	13.330	142.037	11.358	45.609	6.694

Notas:

* En el panel superior se encuentra el promedio de la variable dependiente con su respectivo error estándar. En el panel inferior se encuentra el efecto marginal con su respectivo error estándar.

* Los coeficientes reportados se refieren a los efectos marginales en un modelo *probit*. Además de los estimadores reportados, el modelo incluyó las variables: edad, edad², tamaño del hogar, y *dummies* para mujeres, casados, cabezas de hogar, alfabetismo, trabajadores y trimestres.

* Los efectos marginales corresponden al individuo promedio.

* (Errores estándar) robustos por *cluster* de municipios en el caso de los estimadores.

Fuente: DANE (GEIH, 2006-2007); cálculos del autor.

E. INGRESO LABORAL: CAPITAL HUMANO VS. DISCRIMINACIÓN DE MERCADO

Los colombianos pertenecientes al grupo indígena tuvieron, en promedio, un ingreso laboral sustancialmente menor al promedio observado para el resto de la población. Las diferencias en el ingreso laboral entre indígenas y el resto de la población varían de acuerdo con el origen regional y la clasificación urbano-rural. En las principales ciudades colombianas se evidenció que los indígenas recibieron en promedio 29,5% menos ingreso que el resto de la población. El resultado se mantiene para las cabeceras municipales, que se caracterizaron por diferencias superiores al 36,7% y donde sobresalió la región del Pacífico, con 41,9%. De otra parte, las áreas rurales mostraron la mayor dispersión: las diferencias observadas en el ingreso laboral entre indígenas y el resto de la población van de 0,8% en el caso del Pacífico, a 61,2% en la región de los Andes orientales.

Como se sabe, las diferencias observadas se pueden descomponer según dos fuentes²: 1) *igual remuneración, pero diferente dotación*, donde se cuantifica el porcentaje que es atribuido a las diferencias demográficas entre los grupos que inciden sobre el ingreso laboral —éstas pueden ser desbalances en el capital humano, o en la experiencia acumulada, entre otras—; 2) *igual dotación, pero diferente remuneración*, donde se cuantifica la discrepancia en la remuneración a los factores; por ejemplo, las diferencias entre grupos en el retorno a la educación o a la experiencia. La segunda fuente de diferencias en el ingreso laboral (*igual dotación pero diferente remuneración*) es una aproximación a la idea de discriminación en el mercado laboral.

La descomposición Blinder-Oaxaca muestra que una parte importante de las diferencias en el ingreso laboral entre indígenas y el resto de la población se debe a que ambos grupos no tienen las mismas dotaciones. Sin embargo, en la mayoría de casos estudiados los porcentajes más altos se deben a divergencias en la remuneración. Por ejemplo, del 29,4% observado en las ciudades principales, 16,8 pp es por cuenta de las características de los grupos, y un 12,6 pp es explicado por diferencias en la remuneración. En el nivel regional sobresalen los Andes orientales, donde el porcentaje que podría ser atribuido a discriminación llega a 23,3 pp en las cabeceras municipales, y a 55,5 pp en el caso de las áreas rurales. También se debe mencionar que en la región Caribe se observan diferenciales bajos: 27,4% urbano y 4,5% rural, guarismos que se explican en su mayoría por las dotaciones (Cuadro 5).

El mismo ejercicio de descomposición Blinder-Oaxaca para el grupo de afrocolombianos mostró otro tipo de resultados. La primera discrepancia es que no todas las comparaciones de ingreso laboral muestran al grupo afrocolombiano como en desventaja. Por ejemplo, en las áreas rurales, e incluso por regiones, reciben en promedio más ingreso que sus respectivos grupos de control. Las mayores diferencias entre afrocolombianos y el resto de la población se observan en las principales ciudades y en las cabeceras municipales; lo que está explicado en mayor medida por las dotaciones; además, en ninguno de los casos el porcentaje que podría ser atribuido a discriminación es superior a 9 pp.

La primera fuente de diferencia en el ingreso laboral (*igual remuneración pero diferente dotación*), es una aproximación al ingreso relativo, toda vez que expresa las diferencias en la productividad, cuya causa son las características de los grupos (el capital humano, por ejemplo), independientemente de la forma como esas características son valoradas por la sociedad (la tasa de retorno del capital humano). En ese sentido, las diferencias en el ingreso relativo fueron segmentadas en tres componentes: la *edad* (efecto demográfico, también como una aproximación a la experiencia y al ingreso durante el ciclo de vida), el *nivel educativo* (como

² Algunos detalles de la descomposición Blinder-Oaxaca se encuentran en el Apéndice.

aproximación al capital humano), y la *probabilidad de percibir ingreso laboral* (efecto de la participación en el mercado laboral).

CUADRO 5. DESCOMPOSICIÓN BLINDER-OAXACA DE LAS DIFERENCIAS EN EL INGRESO LABORAL DE ORIGEN ÉTNICO EN COLOMBIA

	IGUAL DOTACIÓN DIFERENTE REMUNERACIÓN	+	IGUAL REMUNERACIÓN DIFERENTE DOTACIÓN	=	DIFERENCIAS OBSERVADAS
Indígenas					
Principales ciudades	0,1263		0,1685		0,2948
Urbano	0,1910		0,1761		0,3671
Andes occidentales	0,1455		0,1562		0,3017
Andes orientales	0,2330		0,1253		0,3582
Caribe	0,1223		0,1514		0,2737
Pacífico	0,1700		0,2490		0,4190
Rural	0,1529		0,0761		0,2290
Andes occidentales	0,2512		-0,0531		0,1981
Andes orientales	0,5553		0,0571		0,6124
Caribe	-0,0524		0,0976		0,0452
Pacífico	-0,0131		0,0219		0,0088
Afrocolombianos					
Principales ciudades	0,0891		0,1566		0,2457
Urbano	0,0763		0,1360		0,2123
Andes occidentales	0,0879		0,1035		0,1914
Andes orientales	-0,0516		0,0625		0,0109
Caribe	-0,0057		0,1112		0,1055
Pacífico	-0,0602		0,1379		0,0776
Rural	-0,0377		-0,0044		-0,0421
Andes occidentales	-0,1379		-0,0213		-0,1592
Andes orientales	-0,0516		-0,0675		-0,1190
Caribe	0,0285		-0,0053		0,0232
Pacífico	-0,2143		-0,0179		-0,2321

Fuente: DANE (GEIH, 2006-2007); cálculos del autor.

La principal fuente de desventajas que mostró el grupo aborígen comparado con el resto de la población está en su capital humano, toda vez que el nivel educativo es el elemento que mejor explica las diferencias en el ingreso relativo. El resultado se mantiene para las principales ciudades y las cabeceras municipales, donde las disparidades en el ingreso relativo son más altas. Por ejemplo, si bien el grupo indígena localizado en las cabeceras municipales recibió en promedio 36,7% menos ingreso laboral, 17,6 pp fue porque su ingreso relativo era menor, y específicamente 19,4 pp porque no tenía el mismo capital humano del resto de la población. En el caso de las áreas rurales la educación no tiene la misma importancia explicativa, aunque vale la pena señalar que las diferencias

en el ingreso relativo son considerablemente menores a las urbanas. Por ejemplo, el grupo indígena en las áreas rurales recibió 22,9% menos ingreso por hora trabajada, de los cuales 7,6 pp es debido a que su ingreso relativo era menor, y un valor mínimo (inferior a 1,3 pp) porque no tenía el mismo capital humano que su grupo de comparación (Cuadro 6).

CUADRO 6. DESCOMPOSICIÓN BLINDER-OAXACA DE LAS DIFERENCIAS EN EL INGRESO LABORAL DE ORIGEN ÉTNICO EN COLOMBIA QUE SON ATRIBUIDAS A UNA IGUAL REMUNERACIÓN PERO DIFERENTE DOTACIÓN

	EDAD	EDUCACIÓN	SELECCIÓN	IGUAL REMUNERACIÓN DIFERENTE DOTACIÓN
Indígenas				
Principales ciudades	-0,0070	0,2215	-0,0460	0,1685
Urbano	-0,0092	0,1945	-0,0092	0,1761
Andes occidentales	-0,0102	0,2092	-0,0429	0,1562
Andes orientales	-0,0083	0,1671	-0,0336	0,1253
Caribe	-0,0048	0,1404	0,0159	0,1514
Pacífico	0,0053	0,2628	-0,0192	0,2490
Rural	0,0007	0,0138	0,0616	0,0761
Andes occidentales	-0,0110	-0,0257	-0,0163	-0,0531
Andes orientales	0,0041	0,0461	0,0069	0,0571
Caribe	-0,0033	0,0319	0,0690	0,0976
Pacífico	0,0166	-0,0193	0,0246	0,0219
Afrocolombianos				
Principales ciudades	0,0072	0,1436	0,0058	0,1566
Urbano	0,0038	0,1161	0,0161	0,1360
Andes occidentales	0,0097	0,1085	-0,0147	0,1035
Andes orientales	0,0162	0,0779	-0,0316	0,0625
Caribe	-0,0015	0,0982	0,0145	0,1112
Pacífico	0,0074	0,1016	0,0289	0,1379
Rural	0,0033	-0,0042	-0,0035	-0,0044
Andes occidentales	-0,0022	-0,0480	0,0289	-0,0213
Andes orientales	0,0028	-0,0156	-0,0547	-0,0675
Caribe	-0,0001	0,0244	-0,0296	-0,0053
Pacífico	0,0083	0,0107	-0,0369	-0,0179

Fuente: DANE (GEIH, 2006-2007); cálculos del autor.

La segunda fuente de diferencia en el ingreso laboral (*igual dotación, pero diferente remuneración*) no es despreciable a la hora de cuantificar las diferencias en el ingreso laboral entre indígenas y el resto de la población. Por ejemplo, para el caso de las principales ciudades colombianas se observaron 12,6 pp que son explicados por diferencias en la remuneración, donde el mayor peso está concentrado en el retorno a la educación superior. Un indígena que completa la educación universitaria aumentaría su ingreso laboral en promedio en 136,4%, si se compara con otro de su mismo grupo con la misma experiencia acumulada, pero sin

ningún año de educación. Sin embargo, el mismo logro se traduce en un aumento de 153,9% para el resto de la población³.

El capital humano también es una desventaja observable en el grupo de afrocolombianos. En las principales ciudades y en las cabeceras municipales, incluso por regiones, la educación es el elemento que explica en mayor medida las diferencias en el ingreso relativo entre afrocolombianos y el resto de la población. Por ejemplo, los que residen en las cabeceras municipales recibieron 21,2% menos ingreso laboral, de los cuales 13,6 pp es por su ingreso relativo, en especial 11,6 pp por que tienen menor nivel educativo. En cuanto a las diferencias atribuidas a *igual dotación, pero diferente remuneración*, mientras que un afrocolombiano que completa la educación universitaria aumentará en promedio su ingreso laboral en 148,0% comparado con otro de su mismo grupo, un individuo que no se reconoce como afrocolombiano o indígena conseguirá un aumento de 159,2%, manteniendo otras características constantes.

IV. COMENTARIOS FINALES

En este artículo se aporta evidencia que sugiere que en Colombia los indígenas son una minoría en desventaja económica. Corrobora algunos resultados de otros autores, quienes manifiestan que en cuanto a salud el grupo indígena no se encuentra excluido. Sin embargo, en otros aspectos económicos y sociales no llega a tener el mismo éxito que el resto de la población, y estos elementos de alguna manera afectan su calidad de vida. En las áreas urbanas y en las principales ciudades un indígena tiene mayor probabilidad de tener alguna necesidad básica insatisfecha, y la propensión a que esto ocurra es sustancialmente mayor en el caso de la región Caribe.

Aunque en las principales ciudades ser indígena no condiciona la probabilidad de ser pobre por insuficiencia de ingresos, las diferencias entre el grupo indígena y el resto de la población se hacen notar más en factores como la educación. Los aborígenes que habitan las principales ciudades no sólo cuentan con menos capital humano, también tienen mayor propensión a no estar estudiando a pesar de que se encuentren en edad escolar. Lo anterior hace pensar que aquel indígena que migra a las grandes capitales mejora en cuanto a su situación de ingreso (si se compara con su estado anterior), pero sólo se contribuiría a cerrar la brecha entre grupos si su capital humano llega a ser mayor que el del grupo receptor.

³ Estas estimaciones se muestran en la Cuadro A12 del Apéndice.

La descomposición Blinder-Oaxaca muestra que en el caso de los indígenas, más que en el de los afrocolombianos, una parte sustancial de las diferencias en el ingreso laboral son por causa de diferencias en el retorno a la educación más que a que en promedio tengan menor educación. Por esta razón, para cerrar la brecha entre grupos no basta con que nivele su capital humano con el resto de la población, ya que se debe pensar en objetivos más ambiciosos en cuanto a la educación de las minorías étnicas.

En algunos países las políticas para contrarrestar los efectos de la exclusión, la discriminación y la marginalidad de las minorías étnicas se han promovido sobre la base de que corregir el fenómeno trae ganancias en el bienestar de toda la población. Éstas se cuantifican como puntos de crecimiento del producto interno bruto o del ingreso de los hogares; además, suelen ser altas y, por tanto, atractivas desde un punto de vista político en países en donde el grupo excluido, aunque minoritario, representa un porcentaje importante de la población. No es el caso de Colombia, donde la desventaja de los grupos aborígenes y afrocolombianos también es cuantitativa. Por esta razón, las acciones dirigidas a éstos no se deben promover con el fundamento de la eficiencia económica, sino el de la justicia y la igualdad.

REFERENCIAS

- Becker, Gary S. (1957). *The Economics of Discrimination*, Chicago & London: The University of Chicago Press, segunda edición (1971).
- Blinder, Alan S. (1973). “Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates”, en *The Journal of Human Resources*, vol. 8, núm. 4, otoño, pp. 436-455.
- Bonacich, Edna (1973). “A Theory of Middleman Minorities”, en *American Sociological Review*, vol. 38, núm. 5, pp. 583-594 [citado por Fairlie y Meyer, 1996].
- Cárdenas, Mauricio; Bernal, Raquel (2005). “Race and Ethnic Inequality in Health and Health Care in Colombia”, en *Documentos de Trabajo*, núm. 29, enero, Bogotá: Fedesarrollo.
- Chiswick, Barry R. (1988). “Differences in Education and Earnings across Racial and Ethnic Groups: Tastes, Discrimination, and Investments in Child Quality”, en *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 103, núm. 3, agosto, pp. 571-597.
- D’Hautesserre, Anne-Marie (1998). “Foxwoods Casino Resort: An Unusual Experiment in Economic Development”, en *Economic Geography*, vol. 74, Special Issue for the 1998 Annual Meeting of the Association of American Geographers, Boston, Massachusetts, 25-29 de marzo, pp. 112-121.

- Fairlie, Robert W.; Meyer, Bruce D. (1996). “Ethnic and Racial Self-Employment Differences and Possible Explanations”, en: *The Journal of Human Resources*, vol. 31, núm. 4, agosto, pp. 757-793.
- Flórez, Carmen Elisa; Medina, Carlos; Urrea, Fernando (2003). “Los costos de la exclusión social por raza o etnia en América Latina y el Caribe”, en *Coyuntura Social*, núm. 29, diciembre, Bogotá: Fedesarrollo.
- Fuchs, Víctor R. (1967). “Redifining Poverty and Redistributing Income”, en *The Public Interest*, vol. 8, verano, pp. 88-95 [citado por Lang, 2007].
- Gitter, Robert J.; Reagan, Patricia B. (2002). “Reservation Wages: An Analysis of the Effects of Reservations on Employment of American Indian Men”, en *The American Economic Review*, vol. 92, núm. 4, septiembre, pp. 1160-1168.
- Kalmanovitz, Salomón (1984). *Economía y nación: una breve historia de Colombia*, Bogotá: Siglo XXI Editores, CINEP; Universidad Nacional.
- Komlos, John (2003). “Access to Food and the Biological Standard of Living: Perspectives on the Nutritional Status of Native Americans”, en *The American Economic Review*, vol. 93, núm. 1, marzo, pp. 252-255.
- Lang, Kevin (2007). *Poverty and Discrimination*, Princeton & Oxford: Princeton University Press.
- Leichenko, Robin M. (2003). “Does Place Still Matter? Accounting for Income Variation across American Indian Tribal Areas”, en *Economic Geography*, vol. 79, núm. 4, octubre, pp. 365-386.
- Misión para el Empalme de las Series de Empleo, Pobreza y Desigualdad (2009). *Resultados fase 1: Empalme de las series de mercado laboral, pobreza y desigualdad (2002-2008)*, Bogotá: Mesepe.
- Mason, Patrick L. (2001). “Annual Income and Identity Formation among Persons of Mexican Descent”, en *The American Economic Review*, vol. 91, núm. 2, Papers and Proceedings of the Hundred Thirteenth Annual Meeting of the American Economic Association, mayo, pp. 178-183.
- Oaxaca, Ronald (1973). “Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets”, en *International Economic Review*, vol. 14, núm. 3, octubre, pp. 693-709.
- Ortiz, Roberto (2005). *Inequidad étnica y racial en la afiliación al régimen subsidiado de salud en Colombia*, Bogotá: Universidad de los Andes, tesis de grado para optar al título de Magíster en Economía, junio.
- Rodríguez, Clara (1992). “Race, Culture and Latino ‘Otherness’ in the 1980 Census”, en *Social Science Quarterly*, vol. 73, núm. 4, diciembre, pp. 930-37 [citado por Mason, 2001].
- Roemer, John E. (1998). *Equality of Opportunity*, Cambridge: Harvard University Press.
- Sandefur, Gary; Sakamoto, Arthur (1988). “American Indian Household Structure and Income”, en *Demography*, vol. 25, núm. 1, febrero, pp. 71-80.

- Steckel, Richard H.; Prince, Joseph M. (2001). “Tallest in the World: Native Americans of the Great Plains in the Nineteenth Century”, en *The American Economic Review*, vol. 91, núm. 1, marzo, pp. 287-294.
- Tenjo, Jaime; Herrera, Paula (2009). “Dos ensayos sobre discriminación: discriminación salarial y discriminación en acceso al empleo por origen étnico y por género”, en *Documentos de Economía*, núm. 2009-02, enero, Bogotá: Universidad Javeriana.
- Telles, Edward E.; Murguia, Edward. (1990). “Phenotypic Discrimination and Income Differences among Mexican-Americans”, en *Social Science Quarterly*, vol. 71, núm. 4, diciembre, pp. 682-96 [citado por Mason, 2001].
- Trosper, Ronald L. (1978). “American Indian Relative Ranching Efficiency”, en *The American Economic Review*, vol. 68, núm. 4, septiembre, pp. 503-516.
- Wade, Peter (1993). *Blackness and Race Mixture: The Dynamics of Racial Identity in Colombia*, Baltimore and London: The Johns Hopkins University Press [citado por Flórez, Medina y Urrea, 2003].

APÉNDICE

DESCOMPOSICIÓN BLINDER-OAXACA

La metodología de Blinder (1973) y Oaxaca(1973), para descomponer las diferencias observadas en el ingreso laboral, parte de la estimación individual de las ecuaciones de ingreso para cada uno de los grupos (ecuaciones 1, 2 y 3). En este caso, los grupos son I: Indígenas, A: afrocolombianos, y R: el resto de la población que no se reconoce en los grupos anteriores. Donde $y_{I,j}$ es el logaritmo natural del ingreso laboral por hora del individuo j , $X_{I,j}$ es un conjunto de variables que determinan el ingreso laboral, por ejemplo, las dotaciones de capital humano, β_I el conjunto de regresores asociados con las variables (por ejemplo, la remuneración a esas dotaciones), y $\varepsilon_{I,j}$ es un término de error.

$$(1) y_{I,j} = X_{I,j}\beta_I + \varepsilon_{I,j}$$

$$(2) y_{A,k} = X_{A,k}\beta_A + \varepsilon_{A,k}$$

$$(3) y_{R,b} = X_{R,b}\beta_R + \varepsilon_{R,b}$$

Asumiendo que el término de error se distribuye con media cero, las ecuaciones 1, 2 y 3 se pueden expresar en promedios, como se muestra en las ecuaciones 4, 5, y 6.

$$(4) \bar{y}_I = \bar{X}_I\beta_I$$

$$(5) \bar{y}_A = \bar{X}_A\beta_A$$

$$(6) \bar{y}_R = \bar{X}_R\beta_R$$

De manera que las diferencias en el ingreso promedio, por ejemplo, entre los indígenas y el resto de la población, están dadas en la ecuación 7.

$$(7) \bar{y}_R - \bar{y}_I = \bar{X}_R\beta_R - \bar{X}_I\beta_I$$

Sumando y restando $\bar{X}_I\beta_R$ a los términos de la ecuación 7, y reagrupándolos, la ecuación 7 se puede escribir de la forma:

$$(8.1) \quad \bar{y}_R - \bar{y}_I = \bar{X}_R\beta_R - \bar{X}_I\beta_R + \bar{X}_I\beta_R - \bar{X}_I\beta_I$$

$$(8.2) \quad \bar{y}_R - \bar{y}_I = (\bar{X}_R - \bar{X}_I)\beta_R + \bar{X}_I(\beta_R - \beta_I)$$

La ecuación 8.2 muestra que las diferencias entre grupos, en el promedio del logaritmo natural de los ingresos laborales, son la suma de dos causas diferentes: la misma remuneración pero diferente dotación, indicada por la expresión $(\bar{X}_R - \bar{X}_I)\beta_R$, y la misma dotación pero diferente remuneración. Esta última se cuantifica con el término $\bar{X}_I(\beta_R - \beta_I)$.

CUADRO 1A. DESCOMPOSICIÓN BLINDER-OAXACA DE LAS DIFERENCIAS OBSERVADAS EN EL INGRESO LABORAL DE LOS INDÍGENAS, AFROCOLOMBIANOS Y EL RESTO DE LA POBLACIÓN QUE RESIDE EN LAS PRINCIPALES CIUDADES COLOMBIANAS

	β_I	β_A	β_R	$\beta_R - \beta_I$	$\beta_R - \beta_A$	X_I	X_A	X_R	$X_R - X_I$	$X_R - X_A$
LnWh						7,7763 (0,0243)	7,8253 (0,0083)	8,0711 (0,0021)	0,2948 (0,0029)	0,2457 (0,0028)
Edad	-0,011 (0,0091)	-0,0213 (0,0126)	-0,0168 (0,0041)	-0,0058 (0,0042)	0,0045 (0,0050)	38,1067 (0,3440)	36,2943 (0,1116)	37,3963 (0,0275)	-0,7104 (0,0393)	1,102 (0,0376)
Edad ²	0,138 (0,0912)	0,31 (0,1548)	0,3049 (0,0492)	0,1669 (0,0496)	-0,0051 (0,0603)	1,6107 (0,0286)	1,4643 (0,0091)	1,5485 (0,0023)	-0,0622 (0,0033)	0,0843 (0,0031)
Primaria	0,0907 (0,1110)	0,0608 (0,0225)	0,1786 (0,0074)	0,088 (0,0117)	0,1178 (0,0090)	0,799 (0,0109)	0,8581 (0,0032)	0,9079 (0,0006)	0,109 (0,0011)	0,0499 (0,0010)
Secundaria incompleta	0,1468 (0,0357)	0,1399 (0,0255)	0,0863 (0,0144)	-0,0605 (0,0146)	-0,0536 (0,0152)	0,6228 (0,0132)	0,7186 (0,0041)	0,7874 (0,0009)	0,1647 (0,0014)	0,0688 (0,0013)
Secundaria completa	0,231 (0,0623)	0,164 (0,0258)	0,2318 (0,0068)	0,0008 (0,0085)	0,0678 (0,0090)	0,3667 (0,0132)	0,4643 (0,0046)	0,5937 (0,0011)	0,227 (0,0015)	0,1294 (0,0015)
Universitaria incompleta	0,4938 (0,0602)	0,4314 (0,0175)	0,3736 (0,0102)	-0,1202 (0,0113)	-0,0579 (0,0107)	0,1283 (0,0091)	0,1954 (0,0036)	0,3113 (0,0010)	0,1829 (0,0013)	0,1159 (0,0013)
Universitaria completa	0,402 (0,1192)	0,6082 (0,0164)	0,669 (0,0329)	0,267 (0,0342)	0,0608 (0,0322)	0,0642 (0,0067)	0,0812 (0,0025)	0,1642 (0,0008)	0,1 (0,0010)	0,083 (0,0010)
Lambda	-0,7178 (0,0836)	-0,6366 (0,0644)	-0,5361 (0,0375)	0,1817 (0,0380)	0,1005 (0,0395)	0,4833 (0,0085)	0,5799 (0,0030)	0,5691 (0,0008)	0,0859 (0,0010)	-0,0108 (0,0011)
Constante	7,9821 (0,2985)	8,15 (0,2321)	7,9389 (0,0980)	-0,0433 (0,1007)	-0,2111 (0,1100)	1	1	1	0	0
athRho	-1,0699 (0,1722)	-0,8842 (0,0878)	-0,7313 (0,0538)							
LnSigma	-0,0952 (0,0401)	-0,1071 (0,0434)	-0,1516 (0,0183)							
Rho	-0,7894 (0,0649)	-0,7085 (0,0437)	-0,6238 (0,0329)							
Sigma	0,9092 (0,0365)	0,8985 (0,0390)	0,8593 (0,0157)							
Observaciones	2.388	25.008	412.918							
No censuradas	1.341	11.806	198.451							

Notas:

* Los coeficientes fueron estimados con un modelo de selección de tipo Heckman por máxima verosimilitud. La ecuación de selección incluyó las siguientes variables: edad, edad², escolaridad, ingreso no laboral, tamaño del hogar y *dummies* para mujeres, hogares con menores de 6 años, cabezas de hogar, casados, estudiantes, trimestres y regiones.

* I: indígenas; A: afrocolombianos; R: resto.

* (Errores estándar) robustos por *cluster* de municipios en el caso de los estimadores.

Fuente: DANE (GEIH, 2006-2007); cálculos del autor.

CUADRO 2A. DESCOMPOSICIÓN BLINDER-OAXACA DE LAS DIFERENCIAS OBSERVADAS EN EL INGRESO LABORAL DE LOS INDÍGENAS, AFROCOLOMBIANOS Y EL RESTO DE LA POBLACIÓN QUE RESIDE EN LAS CABECERAS MUNICIPALES

	β_I	β_A	β_R	$\beta_R - \beta_I$	$\beta_R - \beta_A$	X_I	X_A	X_R	$X_R - X_I$	$X_R - X_A$
LnWh						7,62 (0,0130)	7,7749 (0,0059)	7,9871 (0,0016)	0,3671 (0,0023)	0,2123 (0,0022)
Edad	-0,0231 (0,0082)	-0,0136 (0,0089)	-0,0141 (0,0036)	0,009 (0,0037)	-0,0005 (0,0042)	38,254 (0,1811)	36,7328 (0,0795)	37,5016 (0,0211)	-0,7524 (0,0304)	0,7688 (0,0289)
Edad ²	0,3027 (0,0898)	0,2058 (0,1092)	0,2692 (0,0443)	-0,0335 (0,0453)	0,0634 (0,0512)	1,6333 (0,0151)	1,5054 (0,0065)	1,5597 (0,0017)	-0,0736 (0,0025)	0,0543 (0,0024)
Primaria	0,1996 (0,1011)	0,1571 (0,0444)	0,2081 (0,0091)	0,0085 (0,0152)	0,0509 (0,0144)	0,7711 (0,0058)	0,8352 (0,0024)	0,89 (0,0005)	0,1189 (0,0009)	0,0548 (0,0008)
Secundaria incompleta	0,0579 (0,0618)	0,1488 (0,0329)	0,0908 (0,0112)	0,0329 (0,0134)	-0,0581 (0,0137)	0,6133 (0,0068)	0,697 (0,0029)	0,7647 (0,0007)	0,1514 (0,0011)	0,0677 (0,0010)
Secundaria completa	0,1938 (0,0439)	0,1412 (0,0244)	0,242 (0,0078)	0,0482 (0,0094)	0,1008 (0,0099)	0,3895 (0,0068)	0,4622 (0,0032)	0,569 (0,0008)	0,1795 (0,0012)	0,1068 (0,0012)
Universitaria incompleta	0,4119 (0,0705)	0,406 (0,0322)	0,3876 (0,0099)	-0,0244 (0,0131)	-0,0184 (0,0127)	0,1467 (0,0049)	0,2041 (0,0026)	0,2878 (0,0008)	0,1411 (0,0010)	0,0837 (0,0010)
Universitaria completa	0,6731 (0,1348)	0,6273 (0,0411)	0,6635 (0,0276)	-0,0096 (0,0319)	0,0362 (0,0287)	0,0645 (0,0034)	0,091 (0,0018)	0,1517 (0,0006)	0,0873 (0,0007)	0,0607 (0,0008)
Lambda	-0,7311 (0,0839)	-0,5648 (0,0599)	-0,5402 (0,0248)	0,191 (0,0266)	0,0246 (0,0285)	0,5665 (0,0047)	0,6133 (0,0022)	0,5835 (0,0006)	0,017 (0,0008)	-0,0298 (0,0008)
Constante	8,0536 (0,2418)	7,8706 (0,1896)	7,8056 (0,0987)	-0,248 (0,1023)	-0,0649 (0,1072)	1	1	1	0	0
athRho	-0,9911 (0,1490)	-0,7364 (0,0842)	-0,7198 (0,0329)							
LnSigma	-0,0359 (0,0392)	-0,1044 (0,0310)	-0,1326 (0,0140)							
Rho	-0,7578 (0,0634)	-0,627 (0,0511)	-0,6168 (0,0204)							
Sigma	0,9648 (0,0378)	0,9009 (0,0279)	0,8758 (0,0123)							
Observaciones	11.010	57.745	747.285							
No censuradas	5.185	24.730	345.555							

Notas:

* Los coeficientes fueron estimados con un modelo de selección de tipo Heckman por máxima verosimilitud. La ecuación de selección incluyó las siguientes variables: edad, edad², escolaridad, ingreso no laboral, tamaño del hogar y *dummies* para mujeres, hogares con menores de 6 años, cabezas de hogar, casados, estudiantes, trimestres y regiones.

* I: indígenas; A: afrocolombianos; R: resto.

* (Errores estándar) robustos por *cluster* de municipios en el caso de los estimadores.

Fuente: DANE (GEIH, 2006-2007); cálculos del autor.

CUADRO 3A. DESCOMPOSICIÓN BLINDER-OAXACA DE LAS DIFERENCIAS OBSERVADAS EN EL INGRESO LABORAL DE LOS INDÍGENAS, AFROCOLOMBIANOS Y EL RESTO DE LA POBLACIÓN QUE RESIDE EN LAS CABECERAS MUNICIPALES DE LA REGIÓN DE LOS ANDES OCCIDENTALES

	β_I	β_A	β_R	$\beta_R - \beta_I$	$\beta_R - \beta_A$	X_I	X_A	X_R	$X_R - X_I$	$X_R - X_A$
LnWh						7,7267 (0,0277)	7,837 (0,0121)	8,0284 (0,0033)	0,3017 (0,0044)	0,1914 (0,0043)
Edad	-0,0108 (0,0059)	0,0069 (0,0125)	-0,0114 (0,0062)	-0,0006 (0,0062)	-0,0182 (0,0068)	38,6551 (0,4196)	36,2589 (0,1720)	37,6833 (0,0430)	-0,9718 (0,0618)	1,4244 (0,0589)
Edad ²	0,109 (0,0762)	-0,0481 (0,1507)	0,2422 (0,0751)	0,1332 (0,0751)	0,2903 (0,0815)	1,6641 (0,0354)	1,4696 (0,0140)	1,5765 (0,0036)	-0,0876 (0,0052)	0,1069 (0,0048)
Primaria	-0,028 (0,0207)	0,1445 (0,0755)	0,1989 (0,0168)	0,2269 (0,0169)	0,0544 (0,0245)	0,774 (0,0135)	0,8449 (0,0050)	0,8891 (0,0011)	0,1152 (0,0018)	0,0442 (0,0016)
Secundaria incompleta	0,1746 (0,0274)	0,1284 (0,0560)	0,1235 (0,0142)	-0,0511 (0,0144)	-0,0049 (0,0193)	0,5866 (0,0159)	0,6945 (0,0064)	0,7673 (0,0015)	0,1807 (0,0022)	0,0728 (0,0021)
Secundaria completa	0,2851 (0,0375)	0,1219 (0,0330)	0,2472 (0,0093)	-0,038 (0,0100)	0,1253 (0,0120)	0,3417 (0,0153)	0,4573 (0,0069)	0,5679 (0,0017)	0,2262 (0,0023)	0,1106 (0,0023)
Universitaria incompleta	0,4173 (0,0954)	0,4135 (0,0288)	0,3809 (0,0182)	-0,0364 (0,0208)	-0,0326 (0,0190)	0,1269 (0,0107)	0,1915 (0,0054)	0,2728 (0,0015)	0,1459 (0,0019)	0,0813 (0,0020)
Universitaria completa	0,3499 (0,1682)	0,4908 (0,0840)	0,6233 (0,0295)	0,2734 (0,0343)	0,1325 (0,0351)	0,0492 (0,0070)	0,0814 (0,0038)	0,1335 (0,0012)	0,0842 (0,0014)	0,0521 (0,0015)
Lambda	-0,7251 (0,0723)	-0,4721 (0,1218)	-0,542 (0,0578)	0,1831 (0,0580)	-0,0698 (0,0633)	0,5157 (0,0099)	0,5677 (0,0046)	0,5948 (0,0012)	0,0791 (0,0016)	0,0271 (0,0016)
Constante	8,089 (0,1301)	7,5409 (0,3141)	7,799 (0,1507)	-0,29 (0,1505)	0,2581 (0,1647)	1	1	1	0	0
athRho	-1,0965 (0,1354)	-0,6312 (0,1720)	-0,722 (0,0773)							
LnSigma	-0,0974 (0,0406)	-0,1687 (0,0500)	-0,1315 (0,0308)							
Rho	-0,7992 (0,0489)	-0,5589 (0,1183)	-0,6181 (0,0477)							
Sigma	0,9072 (0,0368)	0,8448 (0,0423)	0,8768 (0,0270)							
Observaciones	1.730	10.052	181.798							
No censuradas	966	5.236	84.596							

Notas:

* Los coeficientes fueron estimados con un modelo de selección de tipo Heckman por máxima verosimilitud. La ecuación de selección incluyó las siguientes variables: edad, edad², escolaridad, ingreso no laboral, tamaño del hogar y *dummies* para mujeres, hogares con menores de 6 años, cabezas de hogar, casados, estudiantes, trimestres y regiones.

* I: indígenas; A: afrocolombianos; R: resto.

* (Errores estándar) robustos por *cluster* de municipios en el caso de los estimadores.

Fuente: DANE (GEIH, 2006-2007); cálculos del autor.

CUADRO 4A. DESCOMPOSICIÓN BLINDER-OAXACA DE LAS DIFERENCIAS OBSERVADAS EN EL INGRESO LABORAL DE LOS INDÍGENAS, AFROCOLOMBIANOS Y EL RESTO DE LA POBLACIÓN QUE RESIDE EN LAS CABECERAS MUNICIPALES DE LA REGIÓN DE LOS ANDES ORIENTALES

	β_I	β_A	β_R	$\beta_R - \beta_I$	$\beta_R - \beta_A$	X_I	X_A	X_R	$X_R - X_I$	$X_R - X_A$
LnWh						7,7194 (0,0463)	8,0667 (0,0256)	8,0776 (0,0030)	0,3582 (0,0042)	0,0109 (0,0039)
Edad	-0,0089 (0,0302)	0,0098 (0,0101)	-0,004 (0,0078)	0,0049 (0,0080)	-0,0137 (0,0078)	38,103 (0,6200)	35,238 (0,3544)	37,1838 (0,0387)	-0,9192 (0,0559)	1,9458 (0,0520)
Edad ²	0,124 (0,3248)	-0,0397 (0,1238)	0,1427 (0,0962)	0,0188 (0,0983)	0,1825 (0,0965)	1,614 (0,0502)	1,3631 (0,0275)	1,5307 (0,0032)	-0,0834 (0,0046)	0,1675 (0,0042)
Primaria	0,3905 (0,1393)	-0,0456 (0,0455)	0,2065 (0,0183)	-0,184 (0,0204)	0,2521 (0,0188)	0,8344 (0,0181)	0,8725 (0,0107)	0,9054 (0,0009)	0,071 (0,0015)	0,0329 (0,0014)
Secundaria incompleta	0,0288 (0,0868)	0,2305 (0,0584)	0,0697 (0,0113)	0,0409 (0,0127)	-0,1608 (0,0127)	0,7116 (0,0221)	0,746 (0,0140)	0,7792 (0,0013)	0,0676 (0,0020)	0,0332 (0,0019)
Secundaria completa	0,1139 (0,0778)	0,127 (0,0384)	0,233 (0,0106)	0,1191 (0,0118)	0,106 (0,0112)	0,485 (0,0243)	0,5115 (0,0161)	0,5857 (0,0016)	0,1007 (0,0022)	0,0742 (0,0022)
Universitaria incompleta	0,4085 (0,2082)	0,3372 (0,0385)	0,3617 (0,0092)	-0,0469 (0,0164)	0,0244 (0,0099)	0,1436 (0,0171)	0,2494 (0,0139)	0,3116 (0,0015)	0,168 (0,0018)	0,0623 (0,0020)
Universitaria completa	0,7197 (0,2083)	0,6366 (0,0582)	0,7015 (0,0249)	-0,0182 (0,0284)	0,0649 (0,0255)	0,0798 (0,0132)	0,1289 (0,0108)	0,1703 (0,0012)	0,0905 (0,0015)	0,0413 (0,0016)
Lambda	-0,598 (0,1146)	-0,0868 (0,1106)	-0,4225 (0,0250)	0,1756 (0,0260)	-0,3357 (0,0271)	0,4667 (0,0167)	0,4713 (0,0101)	0,5462 (0,0011)	0,0794 (0,0016)	0,0749 (0,0015)
Constante	7,6206 (0,6776)	7,4543 (0,2059)	7,6276 (0,2093)	0,007 (0,2135)	0,1733 (0,2092)	1	1	1	0	0
athRho	-0,7842 (0,1476)	-0,129 (0,1608)	-0,5652 (0,0339)							
LnSigma	-0,0911 (0,0868)	-0,3912 (0,0526)	-0,1919 (0,0120)							
Rho	-0,6551 (0,0843)	-0,1283 (0,1582)	-0,5118 (0,0250)							
Sigma	0,9129 (0,0792)	0,6763 (0,0356)	0,8254 (0,0099)							
Observaciones	790	1.750	204.181							
No censuradas	423	968	98.809							

Notas:

* Los coeficientes fueron estimados con un modelo de selección de tipo Heckman por máxima verosimilitud. La ecuación de selección incluyó las siguientes variables: edad, edad², escolaridad, ingreso no laboral, tamaño del hogar y *dummies* para mujeres, hogares con menores de 6 años, cabezas de hogar, casados, estudiantes, trimestres y regiones.

* I: indígenas; A: afrocolombianos; R: resto.

* (Errores estándar) robustos por *cluster* de municipios en el caso de los estimadores.

Fuente: DANE (GEIH, 2006-2007); cálculos del autor.

CUADRO 5A. DESCOMPOSICIÓN BLINDER-OAXACA DE LAS DIFERENCIAS OBSERVADAS EN EL INGRESO LABORAL DE LOS INDÍGENAS, AFROCOLOMBIANOS Y EL RESTO DE LA POBLACIÓN QUE RESIDE EN LAS CABECERAS MUNICIPALES DE LA REGIÓN CARIBE

	β_I	β_A	β_R	$\beta_R - \beta_I$	$\beta_R - \beta_A$	X_I	X_A	X_R	$X_R - X_I$	$X_R - X_A$
LnWh						7,4478 (0,0183)	7,616 (0,0095)	7,7215 (0,0030)	0,2737 (0,0043)	0,1055 (0,0040)
Edad	-0,0058 (0,0209)	-0,0146 (0,0133)	-0,0103 (0,0067)	-0,0046 (0,0075)	0,0043 (0,0075)	38,2513 (0,2370)	38,4488 (0,1239)	38,0624 (0,0386)	-0,1889 (0,0551)	-0,3865 (0,0518)
Edad ²	0,1775 (0,2244)	0,2735 (0,1510)	0,2252 (0,0794)	0,0477 (0,0869)	-0,0483 (0,0879)	1,6373 (0,0201)	1,6316 (0,0104)	1,6074 (0,0032)	-0,0299 (0,0047)	-0,0242 (0,0043)
Primaria	0,3949 (0,1365)	0,1492 (0,0429)	0,1828 (0,0206)	-0,2121 (0,0307)	0,0336 (0,0234)	0,7326 (0,0079)	0,8375 (0,0037)	0,8617 (0,0011)	0,1291 (0,0017)	0,0242 (0,0015)
Secundaria incompleta	-0,1233 (0,1104)	0,1157 (0,0434)	0,0902 (0,0191)	0,2135 (0,0265)	-0,0255 (0,0223)	0,5944 (0,0088)	0,6968 (0,0046)	0,7377 (0,0013)	0,1433 (0,0020)	0,0408 (0,0019)
Secundaria completa	0,2225 (0,0791)	0,2275 (0,0146)	0,2432 (0,0136)	0,0207 (0,0189)	0,0157 (0,0137)	0,4008 (0,0088)	0,4409 (0,0050)	0,5395 (0,0015)	0,1387 (0,0021)	0,0987 (0,0021)
Universitaria incompleta	0,4402 (0,0777)	0,4608 (0,0381)	0,4201 (0,0204)	-0,0201 (0,0240)	-0,0407 (0,0225)	0,1962 (0,0071)	0,1987 (0,0040)	0,2606 (0,0013)	0,0644 (0,0018)	0,0619 (0,0017)
Universitaria completa	0,8889 (0,1473)	0,6647 (0,0607)	0,6789 (0,0219)	-0,21 (0,0329)	0,0142 (0,0275)	0,0735 (0,0047)	0,0779 (0,0027)	0,1369 (0,0011)	0,0634 (0,0013)	0,0591 (0,0013)
Lambda	-0,5755 (0,2012)	-0,5764 (0,1016)	-0,5495 (0,0513)	0,026 (0,0608)	0,0269 (0,0573)	0,6564 (0,0072)	0,6539 (0,0036)	0,6276 (0,0012)	-0,0289 (0,0017)	-0,0264 (0,0015)
Constante	7,2981 (0,5386)	7,6601 (0,3529)	7,5398 (0,1702)	0,2418 (0,1907)	-0,1203 (0,1928)	1	1	1	0	0
athRho	-0,7043 (0,2559)	-0,7306 (0,1567)	-0,7205 (0,0674)							
LnSigma	-0,0534 (0,0855)	-0,0784 (0,0319)	-0,1162 (0,0300)							
Rho	-0,6071 (0,1616)	-0,6234 (0,0958)	-0,6172 (0,0417)							
Sigma	0,948 (0,0810)	0,9246 (0,0295)	0,8903 (0,0267)							
Observaciones	7.029	22.685	240.810							
No censuradas	3.101	9.987	106.435							

Notas:

* Los coeficientes fueron estimados con un modelo de selección de tipo Heckman por máxima verosimilitud. La ecuación de selección incluyó las siguientes variables: edad, edad², escolaridad, ingreso no laboral, tamaño del hogar y *dummies* para mujeres, hogares con menores de 6 años, cabezas de hogar, casados, estudiantes, trimestres y regiones.

* I: indígenas; A: afrocolombianos; R: resto.

* (Errores estándar) robustos por *cluster* de municipios en el caso de los estimadores.

Fuente: DANE (GEIH, 2006-2007); cálculos del autor.

CUADRO 6A. DESCOMPOSICIÓN BLINDER-OAXACA DE LAS DIFERENCIAS OBSERVADAS EN EL INGRESO LABORAL DE LOS INDÍGENAS, AFROCOLOMBIANOS Y EL RESTO DE LA POBLACIÓN QUE RESIDE EN LAS CABECERAS MUNICIPALES DEL PACÍFICO COLOMBIANO

	β_I	β_A	β_R	$\beta_R - \beta_I$	$\beta_R - \beta_A$	X_I	X_A	X_R	$X_R - X_I$	$X_R - X_A$
LnWh						7,3342 (0,0351)	7,6755 (0,0112)	7,7531 (0,0057)	0,419 (0,0075)	0,0776 (0,0073)
Edad	-0,0409 (0,0303)	0,0003 (0,0212)	-0,0057 (0,0107)	0,0352 (0,0115)	-0,006 (0,0137)	36,8588 (0,5377)	36,5922 (0,1463)	37,883 (0,0744)	1,0242 (0,1062)	1,2909 (0,0948)
Edad ²	0,4838 (0,3662)	0,0372 (0,2441)	0,1765 (0,1218)	-0,3073 (0,1313)	0,1393 (0,1567)	1,535 (0,0437)	1,5146 (0,0122)	1,5984 (0,0062)	0,0634 (0,0088)	0,0838 (0,0079)
Primaria	0,287 (0,1449)	0,2273 (0,0494)	0,2025 (0,0356)	-0,0845 (0,0409)	-0,0247 (0,0390)	0,6886 (0,0187)	0,7928 (0,0045)	0,8525 (0,0021)	0,1639 (0,0034)	0,0597 (0,0028)
Secundaria incompleta	0,0614 (0,1708)	0,2375 (0,0439)	0,091 (0,0355)	0,0296 (0,0427)	-0,1465 (0,0375)	0,5103 (0,0202)	0,6754 (0,0052)	0,7068 (0,0026)	0,1965 (0,0039)	0,0314 (0,0034)
Secundaria completa	-0,0199 (0,2296)	0,1347 (0,0533)	0,3516 (0,0439)	0,3714 (0,0544)	0,2169 (0,0461)	0,3134 (0,0188)	0,4688 (0,0055)	0,5367 (0,0029)	0,2233 (0,0039)	0,068 (0,0036)
Universitaria incompleta	0,7432 (0,2500)	0,304 (0,0996)	0,4699 (0,0277)	-0,2733 (0,0449)	0,1659 (0,0525)	0,1106 (0,0127)	0,2103 (0,0045)	0,271 (0,0026)	0,1604 (0,0031)	0,0607 (0,0031)
Universitaria completa	0,6516 (0,1392)	0,8404 (0,0691)	0,6626 (0,0267)	0,011 (0,0331)	-0,1777 (0,0399)	0,0674 (0,0102)	0,1031 (0,0034)	0,1547 (0,0021)	0,0873 (0,0025)	0,0516 (0,0024)
Lambda	-0,7208 (0,1606)	-0,3973 (0,2040)	-0,4795 (0,0509)	0,2413 (0,0553)	-0,0822 (0,1053)	0,5933 (0,0128)	0,6936 (0,0042)	0,6333 (0,0021)	0,04 (0,0028)	-0,0603 (0,0027)
Constante	8,1794 (0,6258)	7,3295 (0,5726)	7,3361 (0,2734)	-0,8433 (0,2849)	0,0065 (0,3602)	1	1	1	0	0
athRho	-1,1 (0,2757)	-0,4679 (0,2363)	-0,6528 (0,0809)							
LnSigma	-0,1049 (0,1174)	-0,0941 (0,0881)	-0,1791 (0,0228)							
Rho	-0,8005 (0,0990)	-0,4365 (0,1913)	-0,5735 (0,0543)							
Sigma	0,9004 (0,1058)	0,9101 (0,0802)	0,836 (0,0191)							
Observaciones	1.276	22.681	65.307							
No censuradas	611	8.199	29.518							

Notas:

* Los coeficientes fueron estimados con un modelo de selección de tipo Heckman por máxima verosimilitud. La ecuación de selección incluyó las siguientes variables: edad, edad², escolaridad, ingreso no laboral, tamaño del hogar y *dummies* para mujeres, hogares con menores de 6 años, cabezas de hogar, casados, estudiantes, trimestres y regiones.

* I: indígenas; A: afrocolombianos; R: resto.

* (Errores estándar) robustos por *cluster* de municipios en el caso de los estimadores.

Fuente: DANE (GEIH, 2006-2007); cálculos del autor.

CUADRO 7A. DESCOMPOSICIÓN BLINDER-OAXACA DE LAS DIFERENCIAS OBSERVADAS EN EL INGRESO LABORAL DE LOS INDÍGENAS, AFROCOLOMBIANOS Y EL RESTO DE LA POBLACIÓN QUE RESIDE EN ÁREAS RURALES

	β_I	β_A	β_R	$\beta_R - \beta_I$	$\beta_R - \beta_A$	X_I	X_A	X_R	$X_R - X_I$	$X_R - X_A$
LnWh						7,1054 (0,0239)	7,3765 (0,0175)	7,3344 (0,0051)	0,229 (0,0077)	-0,0421 (0,0069)
Edad	0,0266 (0,0332)	0,0175 (0,0162)	0,0145 (0,0034)	-0,0121 (0,0088)	-0,003 (0,0055)	38,3962 (0,3424)	37,3215 (0,2970)	38,0168 (0,0839)	-0,3794 (0,1169)	0,6953 (0,1149)
Edad ²	-0,3045 (0,3472)	-0,159 (0,1934)	-0,1464 (0,0395)	0,158 (0,0933)	0,0126 (0,0655)	1,6916 (0,0296)	1,6035 (0,0252)	1,6495 (0,0071)	-0,0421 (0,0100)	0,046 (0,0098)
Primaria	0,1049 (0,0924)	0,071 (0,0502)	0,1462 (0,0229)	0,0412 (0,0317)	0,0752 (0,0260)	0,4275 (0,0115)	0,4985 (0,0102)	0,5478 (0,0029)	0,1203 (0,0040)	0,0493 (0,0040)
Secundaria incompleta	0,0289 (0,0973)	0,0617 (0,0624)	0,0724 (0,0302)	0,0435 (0,0378)	0,0107 (0,0337)	0,2416 (0,0099)	0,3133 (0,0095)	0,3134 (0,0027)	0,0718 (0,0036)	0,0001 (0,0037)
Secundaria completa	0,1223 (0,1524)	0,231 (0,0871)	0,1402 (0,0368)	0,0178 (0,0516)	-0,0909 (0,0427)	0,1425 (0,0081)	0,1572 (0,0074)	0,1549 (0,0021)	0,0124 (0,0029)	-0,0024 (0,0029)
Universitaria incompleta	0,8567 (0,1696)	0,2875 (0,1203)	0,5767 (0,0652)	-0,28 (0,0757)	0,2892 (0,0709)	0,0525 (0,0052)	0,0502 (0,0045)	0,0381 (0,0011)	-0,0144 (0,0017)	-0,012 (0,0016)
Universitaria completa	0,7674 (0,1646)	0,9938 (0,1533)	0,5443 (0,1092)	-0,223 (0,1133)	-0,4494 (0,1131)	0,0221 (0,0034)	0,0252 (0,0032)	0,0176 (0,0008)	-0,0044 (0,0011)	-0,0076 (0,0012)
Lambda	-0,3037 (0,4036)	-0,3713 (0,1297)	-0,3268 (0,0367)	-0,0232 (0,1051)	0,0445 (0,0502)	0,7888 (0,0097)	0,5896 (0,0091)	0,6004 (0,0027)	-0,1884 (0,0035)	0,0107 (0,0036)
Constante	6,7082 (0,9663)	7,066 (0,3847)	7,0655 (0,0831)	0,3573 (0,2502)	-0,0005 (0,1328)	1	1	1	0	0
athRho	-0,3214 (0,4361)	-0,4885 (0,1806)	-0,4038 (0,0421)							
LnSigma	-0,0233 (0,0887)	-0,1989 (0,0617)	-0,1591 (0,0292)							
Rho	-0,3108 (0,3939)	-0,453 (0,1435)	-0,3832 (0,0359)							
Sigma	0,977 (0,0866)	0,8196 (0,0505)	0,8529 (0,0249)							
Observaciones	5.185	5.827	70.891							
No censuradas	1.855	2.389	29.024							

Notas:

* Los coeficientes fueron estimados con un modelo de selección de tipo Heckman por máxima verosimilitud. La ecuación de selección incluyó las siguientes variables: edad, edad², escolaridad, ingreso no laboral, tamaño del hogar y *dummies* para mujeres, hogares con menores de 6 años, cabezas de hogar, casados, estudiantes, trimestres y regiones.

* I: indígenas; A: afrocolombianos; R: resto.

* (Errores estándar) robustos por *cluster* de municipios en el caso de los estimadores.

Fuente: DANE (GEIH, 20006-2007); cálculos del autor.

CUADRO 8A. DESCOMPOSICIÓN BLINDER-OAXACA DE LAS DIFERENCIAS OBSERVADAS EN EL INGRESO LABORAL DE LOS INDÍGENAS, AFROCOLOMBIANOS Y EL RESTO DE LA POBLACIÓN QUE RESIDE EN LAS ÁREAS RURALES DE LA REGIÓN DE LOS ANDES OCCIDENTALES

	β_I	β_A	β_R	$\beta_R - \beta_I$	$\beta_R - \beta_A$	X_I	X_A	X_R	$X_R - X_I$	$X_R - X_A$
LnWh						7,2879 (0,0787)	7,6453 (0,0436)	7,486 (0,0104)	0,1981 (0,0149)	-0,1592 (0,0132)
Edad	-0,0769 (0,0219)	0,0098 (0,0230)	0,0215 (0,0063)	0,0983 (0,0069)	0,0117 (0,0076)	40,9825 (1,2865)	37,2084 (0,8233)	37,553 (0,1683)	-3,4295 (0,2427)	0,3446 (0,2281)
Edad ²	0,5666 (0,2430)	-0,0323 (0,2957)	-0,2155 (0,0757)	-0,7821 (0,0821)	-0,1832 (0,0933)	1,8931 (0,1166)	1,558 (0,0684)	1,6024 (0,0140)	-0,2906 (0,0211)	0,0444 (0,0189)
Primaria	-0,6854 (0,2785)	-0,2451 (0,1185)	0,1126 (0,0417)	0,7981 (0,0563)	0,3578 (0,0468)	0,56 (0,0437)	0,6475 (0,0299)	0,57 (0,0060)	0,0101 (0,0084)	-0,0774 (0,0082)
Secundaria incompleta	-0,3786 (0,1751)	-0,0394 (0,1438)	0,0617 (0,0665)	0,4403 (0,0701)	0,1011 (0,0708)	0,3811 (0,0428)	0,4651 (0,0312)	0,3477 (0,0058)	-0,0334 (0,0082)	-0,1174 (0,0082)
Secundaria completa	0,2421 (0,0649)	0,3456 (0,1302)	0,2639 (0,0848)	0,0218 (0,0845)	-0,0816 (0,0869)	0,2265 (0,0369)	0,2499 (0,0271)	0,1666 (0,0045)	-0,0599 (0,0068)	-0,0833 (0,0068)
Universitaria incompleta	0,8862 (0,0696)	-0,0743 (0,2821)	0,4249 (0,1123)	-0,4614 (0,1116)	0,4992 (0,1227)	0,0691 (0,0223)	0,0508 (0,0137)	0,0406 (0,0024)	-0,0285 (0,0039)	-0,0102 (0,0035)
Universitaria completa	1,6096 (0,5152)	1,2518 (0,3686)	0,2896 (0,3388)	-1,3201 (0,3430)	-0,9622 (0,3400)	0,0034 (0,0051)	0,0341 (0,0113)	0,0142 (0,0014)	0,0109 (0,0016)	-0,0199 (0,0026)
Lambda	-0,6179 (0,2026)	-0,3109 (0,1569)	-0,3324 (0,0861)	0,2854 (0,0897)	-0,0215 (0,0897)	0,5141 (0,0345)	0,6502 (0,0264)	0,5632 (0,0057)	0,0492 (0,0074)	-0,0869 (0,0075)
Constante	10,0898 (0,4383)	7,5855 (0,5502)	7,0613 (0,1473)	-3,0285 (0,1578)	-0,5241 (0,1787)	1	1	1	0	0
athRho	-0,9408 (0,3725)	-0,5244 (0,2857)	-0,4173 (0,0924)							
LnSigma	-0,1744 (0,1135)	-0,4364 (0,0906)	-0,1716 (0,0845)							
Rho	-0,7356 (0,1709)	-0,4811 (0,2195)	-0,3946 (0,0780)							
Sigma	0,8399 (0,0953)	0,6464 (0,0585)	0,8423 (0,0711)							
Observaciones	299	660	15.886							
No censuradas	130	257	6.786							

Notas:

* Los coeficientes fueron estimados con un modelo de selección de tipo Heckman por máxima verosimilitud. La ecuación de selección incluyó las siguientes variables: edad, edad², escolaridad, ingreso no laboral, tamaño del hogar y *dummies* para mujeres, hogares con menores de 6 años, cabezas de hogar, casados, estudiantes, trimestres y regiones.

* I: indígenas; A: afrocolombianos; R: resto.

* (Errores estándar) robustos por *cluster* de municipios en el caso de los estimadores.

Fuente: DANE (GEIH, 2006-2007); cálculos del autor.

CUADRO 9A. DESCOMPOSICIÓN BLINDER-OAXACA DE LAS DIFERENCIAS OBSERVADAS EN EL INGRESO LABORAL DE LOS INDÍGENAS, AFROCOLOMBIANOS Y EL RESTO DE LA POBLACIÓN QUE RESIDE EN LAS ÁREAS RURALES DE LA REGIÓN DE LOS ANDES ORIENTALES

	β_I	β_A	β_R	$\beta_R - \beta_I$	$\beta_R - \beta_A$	X_I	X_A	X_R	$X_R - X_I$	$X_R - X_A$
LnWh						6,7015 (0,0979)	7,433 (0,0729)	7,314 (0,0087)	0,6124 (0,0168)	-0,119 (0,0113)
Edad	0,0834 (0,0547)	-0,0399 (0,0286)	0,0161 (0,0048)	-0,0673 (0,0094)	0,056 (0,0056)	41,8406 (1,0812)	43,1066 (1,6012)	38,1958 (0,1471)	-3,6448 (0,2160)	-4,9108 (0,2163)
Edad ²	-0,7256 (0,5925)	0,395 (0,2822)	-0,1873 (0,0554)	0,5384 (0,1032)	-0,5823 (0,0618)	2,0101 (0,0943)	2,112 (0,1540)	1,6754 (0,0126)	-0,3347 (0,0187)	-0,4366 (0,0198)
Primaria	0,6243 (0,4195)	-0,0521 (0,1870)	0,1004 (0,0350)	-0,5239 (0,0709)	0,1525 (0,0394)	0,4218 (0,0331)	0,4192 (0,0496)	0,5405 (0,0050)	0,1187 (0,0069)	0,1213 (0,0070)
Secundaria incompleta	0,5349 (0,3309)	0,0509 (0,2279)	0,1078 (0,0525)	-0,4271 (0,0713)	0,0569 (0,0570)	0,1826 (0,0259)	0,2863 (0,0454)	0,2661 (0,0044)	0,0835 (0,0058)	-0,0202 (0,0063)
Secundaria completa	-0,746 (0,7798)	0,8754 (0,2540)	0,1751 (0,0440)	0,9211 (0,1231)	-0,7003 (0,0506)	0,0734 (0,0175)	0,1161 (0,0322)	0,133 (0,0034)	0,0596 (0,0042)	0,017 (0,0047)
Universitaria incompleta	1,346 (0,7384)	0,2499 (0,2753)	0,3128 (0,1124)	-1,0331 (0,1557)	0,0629 (0,1152)	0,0108 (0,0069)	0,0617 (0,0242)	0,0292 (0,0017)	0,0185 (0,0020)	-0,0324 (0,0029)
Universitaria completa	0,8563 (0,1353)	0,8813 (0,2251)	0,725 (0,1511)	-0,1313 (0,1507)	-0,1563 (0,1520)	0,0043 (0,0044)	0,0421 (0,0202)	0,0167 (0,0013)	0,0124 (0,0014)	-0,0254 (0,0024)
Lambda	-0,0551 (0,2539)	-0,4191 (0,2138)	-0,2492 (0,0519)	-0,1941 (0,0636)	0,1699 (0,0558)	0,6254 (0,0307)	0,3783 (0,0395)	0,5976 (0,0043)	-0,0277 (0,0063)	0,2194 (0,0058)
Constante	4,3807 (1,3231)	8,3314 (0,7250)	7,0351 (0,1167)	2,6544 (0,2269)	-1,2964 (0,1367)	1	1	1	0	0
athRho	-0,0398 (0,1821)	-0,8393 (0,5071)	-0,3019 (0,0637)							
LnSigma	0,326 (0,1361)	-0,492 (0,1532)	-0,1621 (0,0239)							
Rho	-0,0398 (0,1818)	-0,6855 (0,2688)	-0,293 (0,0582)							
Sigma	1,3854 (0,1885)	0,6114 (0,0937)	0,8504 (0,0203)							
Observaciones	581	204	24.095							
No censuradas	223	100	10.004							

Notas:

* Los coeficientes fueron estimados con un modelo de selección de tipo Heckman por máxima verosimilitud. La ecuación de selección incluyó las siguientes variables: edad, edad², escolaridad, ingreso no laboral, tamaño del hogar y *dummies* para mujeres, hogares con menores de 6 años, cabezas de hogar, casados, estudiantes, trimestres y regiones.

* I: indígenas; A: afrocolombianos; R: resto.

* (Errores estándar) robustos por *cluster* de municipios en el caso de los estimadores.

Fuente: DANE (GEIH, 2006-2007); cálculos del autor.

CUADRO 10A. DESCOMPOSICIÓN BLINDER-OAXACA DE LAS DIFERENCIAS OBSERVADAS EN EL INGRESO LABORAL DE LOS INDÍGENAS, AFROCOLOMBIANOS Y EL RESTO DE LA POBLACIÓN QUE RESIDE EN LAS ÁREAS RURALES DE LA REGIÓN CARIBE

	β_I	β_A	β_R	$\beta_R - \beta_I$	$\beta_R - \beta_A$	X_I	X_A	X_R	$X_R - X_I$	$X_R - X_A$
LnWh						7,2179 (0,0425)	7,24 (0,0356)	7,2632 (0,0101)	0,0452 (0,0153)	0,0232 (0,0134)
Edad	0,0346 (0,0336)	0,0313 (0,0242)	0,0113 (0,0059)	-0,0233 (0,0110)	-0,0199 (0,0085)	39,803 (0,5635)	38,2682 (0,6263)	38,5649 (0,1694)	-1,238 (0,2266)	0,2967 (0,2303)
Edad ²	-0,3856 (0,3497)	-0,4067 (0,3150)	-0,1264 (0,0765)	0,2592 (0,1224)	0,2804 (0,1100)	1,7703 (0,0489)	1,6582 (0,0545)	1,6853 (0,0146)	-0,0851 (0,0196)	0,027 (0,0200)
Primaria	0,2461 (0,1231)	0,0861 (0,1398)	0,1401 (0,0280)	-0,106 (0,0437)	0,054 (0,0452)	0,3155 (0,0192)	0,4607 (0,0224)	0,5454 (0,0060)	0,23 (0,0079)	0,0847 (0,0082)
Secundaria incompleta	0,0417 (0,0990)	0,0447 (0,1452)	0,0215 (0,0375)	-0,0202 (0,0454)	-0,0232 (0,0522)	0,1846 (0,0160)	0,2666 (0,0199)	0,3444 (0,0057)	0,1597 (0,0071)	0,0778 (0,0076)
Secundaria completa	0,3293 (0,1236)	0,2165 (0,1437)	0,0093 (0,0419)	-0,32 (0,0531)	-0,2072 (0,0549)	0,1339 (0,0141)	0,1507 (0,0161)	0,1695 (0,0045)	0,0356 (0,0059)	0,0187 (0,0060)
Universitaria incompleta	0,5355 (0,2072)	0,4157 (0,1577)	0,7149 (0,0811)	0,1794 (0,0971)	0,2992 (0,0883)	0,0528 (0,0092)	0,0458 (0,0094)	0,0458 (0,0025)	-0,007 (0,0035)	0 (0,0034)
Universitaria completa	0,7241 (0,3248)	0,2678 (0,4696)	0,73 (0,1076)	0,0059 (0,1376)	0,4621 (0,1599)	0,0209 (0,0059)	0,0075 (0,0039)	0,0222 (0,0018)	0,0012 (0,0024)	0,0146 (0,0020)
Lambda	-0,1651 (0,2495)	-0,2076 (0,1025)	-0,2758 (0,0416)	-0,1107 (0,0805)	-0,0682 (0,0481)	0,8322 (0,0189)	0,4746 (0,0218)	0,582 (0,0057)	-0,2502 (0,0076)	0,1074 (0,0079)
Constante	6,4865 (0,8326)	6,7117 (0,5008)	7,0653 (0,1209)	0,5789 (0,2604)	0,3536 (0,1744)	1	1	1	0	0
athRho	-0,1753 (0,2632)	-0,2809 (0,1487)	-0,3584 (0,0537)							
LnSigma	-0,0494 (0,0502)	-0,2766 (0,0624)	-0,2205 (0,0351)							
Rho	-0,1735 (0,2553)	-0,2737 (0,1375)	-0,3438 (0,0473)							
Sigma	0,9518 (0,0478)	0,7584 (0,0473)	0,8021 (0,0282)							
Observaciones	1.851	1.199	17.333							
No censuradas	587	495	6.901							

Notas:

* Los coeficientes fueron estimados con un modelo de selección de tipo Heckman por máxima verosimilitud. La ecuación de selección incluyó las siguientes variables: edad, edad², escolaridad, ingreso no laboral, tamaño del hogar y *dummies* para mujeres, hogares con menores de 6 años, cabezas de hogar, casados, estudiantes, trimestres y regiones.

* I: indígenas; A: afrocolombianos; R: resto.

* (Errores estándar) robustos por *cluster* de municipios en el caso de los estimadores.

Fuente: DANE (GEIH, 2006-2007); cálculos del autor.

CUADRO 11A. DESCOMPOSICIÓN BLINDER-OAXACA DE LAS DIFERENCIAS OBSERVADAS EN EL INGRESO LABORAL DE LOS INDÍGENAS, AFROCOLOMBIANOS Y EL RESTO DE LA POBLACIÓN QUE RESIDE EN LAS ÁREAS RURALES DEL PACÍFICO COLOMBIANO

	β_I	β_A	β_R	$\beta_R - \beta_I$	$\beta_R - \beta_A$	X_I	X_A	X_R	$X_R - X_I$	$X_R - X_A$
LnWh						7,036 (0,0307)	7,2769 (0,0239)	7,0447 (0,0188)	0,0088 (0,0228)	-0,2321 (0,0210)
Edad	0,0324 (0,0120)	0,009 (0,0238)	0,016 (0,0138)	-0,0164 (0,0133)	0,0071 (0,0184)	35,6443 (0,5030)	36,6778 (0,3935)	37,4861 (0,3095)	1,8418 (0,3739)	0,8083 (0,3453)
Edad ²	-0,3624 (0,1376)	-0,0555 (0,2693)	-0,1003 (0,1406)	0,2621 (0,1398)	-0,0448 (0,2017)	1,4942 (0,0431)	1,5766 (0,0330)	1,6233 (0,0262)	0,1291 (0,0319)	0,0467 (0,0291)
Primaria	0,1862 (0,0887)	0,1356 (0,0571)	0,3427 (0,0990)	0,1565 (0,0963)	0,2071 (0,0849)	0,4903 (0,0168)	0,4371 (0,0128)	0,5103 (0,0105)	0,02 (0,0126)	0,0732 (0,0115)
Secundaria incompleta	0,116 (0,0804)	0,1011 (0,0675)	0,0232 (0,0849)	-0,0928 (0,0837)	-0,0778 (0,0785)	0,2645 (0,0148)	0,2507 (0,0112)	0,2804 (0,0094)	0,0159 (0,0112)	0,0297 (0,0102)
Secundaria completa	-0,0256 (0,2239)	-0,0158 (0,1461)	0,1018 (0,0918)	0,1274 (0,1418)	0,1176 (0,1164)	0,1409 (0,0117)	0,1123 (0,0082)	0,1552 (0,0076)	0,0143 (0,0089)	0,043 (0,0078)
Universitaria incompleta	0,7455 (0,1723)	0,5656 (0,1615)	1,1551 (0,1495)	0,4096 (0,1562)	0,5895 (0,1543)	0,0566 (0,0078)	0,0512 (0,0057)	0,0372 (0,0040)	-0,0194 (0,0053)	-0,0141 (0,0047)
Universitaria completa	0,9048 (0,2606)	0,9779 (0,2117)	0,3833 (0,1793)	-0,5214 (0,2053)	-0,5946 (0,1928)	0,0324 (0,0060)	0,0264 (0,0042)	0,018 (0,0028)	-0,0143 (0,0039)	-0,0084 (0,0034)
Lambda	-0,3531 (0,2042)	-0,4371 (0,1790)	-0,3148 (0,0866)	0,0383 (0,1306)	0,1224 (0,1312)	0,7722 (0,0131)	0,577 (0,0111)	0,6941 (0,0090)	-0,078 (0,0103)	0,1171 (0,0099)
Constante	6,5057 (0,3120)	7,1502 (0,5632)	6,5782 (0,3477)	0,0725 (0,3381)	-0,572 (0,4458)	1	1	1	0	0
athRho	-0,4443 (0,2820)	-0,5355 (0,2058)	-0,3916 (0,1064)							
LnSigma	-0,1669 (0,0470)	-0,1133 (0,1126)	-0,1691 (0,0549)							
Rho	-0,4172 (0,2329)	-0,4896 (0,1565)	-0,3728 (0,0916)							
Sigma	0,8463 (0,0398)	0,8928 (0,1005)	0,8444 (0,0463)							
Observaciones	2.368	3.676	5.870							
No censuradas	885	1.495	2.277							

Notas:

* Los coeficientes fueron estimados con un modelo de selección de tipo Heckman por máxima verosimilitud. La ecuación de selección incluyó las siguientes variables: edad, edad², escolaridad, ingreso no laboral, tamaño del hogar y *dummies* para mujeres, hogares con menores de 6 años, cabezas de hogar, casados, estudiantes, trimestres y regiones.

* I: indígenas; A: afrocolombianos; R: resto.

* (Errores estándar) robustos por *cluster* de municipios en el caso de los estimadores.

Fuente: DANE (GEIH, 2006-2007); cálculos del autor.

CUADRO 12A. AUMENTO ESPERADO EN EL INGRESO LABORAL PARA UN INDIVIDUO QUE COMPLETA LA EDUCACIÓN UNIVERSITARIA

	Y_I	Y_A	Y_R	$Y_R - Y_I$	$Y_A - Y_I$
Ciudades principales	1,3642 (0,1879)	1,4044 (0,0490)	1,5393 (0,0386)	0,1751 (0,0415)	0,1349 (0,0393)
Urbano	1,5362 (0,1978)	1,4805 (0,0799)	1,5919 (0,0336)	0,0557 (0,0411)	0,1114 (0,0385)
Andes occidentales	1,1989 (0,1999)	1,2991 (0,1334)	1,5738 (0,0421)	0,3749 (0,0469)	0,2747 (0,0520)
Andes orientales	1,6614 (0,3461)	1,2857 (0,1088)	1,5723 (0,0358)	-0,0891 (0,0423)	0,2866 (0,0372)
Caribe	1,8231 (0,2546)	1,6179 (0,0952)	1,6152 (0,0433)	-0,2079 (0,0605)	-0,0027 (0,0499)
Pacífico	1,7234 (0,4299)	1,7438 (0,1480)	1,7776 (0,0771)	0,0542 (0,0978)	0,0338 (0,0970)
Rural	1,8802 (0,3116)	1,6449 (0,2279)	1,4797 (0,1377)	-0,4005 (0,1538)	-0,1652 (0,1465)
Andes occidentales	1,6739 (0,6186)	1,2385 (0,5169)	1,1527 (0,3752)	-0,5212 (0,3812)	-0,0859 (0,3813)
Andes orientales	2,6154 (1,2071)	2,0054 (0,5271)	1,4211 (0,2034)	-1,1943 (0,2688)	-0,5843 (0,2091)
Caribe	1,0309 (0,5537)	1,6158 (0,1486)	-0,2610 (0,1875)	-1,2919 (0,5537)	-1,8767 (0,1486)
Pacífico	1,9269 (0,4026)	1,7644 (0,3163)	2,0061 (0,2828)	0,0793 (0,3208)	0,2418 (0,2965)

Nota:

* I: indígenas; A: afrocolombianos; R: resto.

Fuente: DANE (GEIH, 2006-2007); cálculos del autor.

DIFERENCIALES SALARIALES POR GÉNERO Y REGIÓN EN COLOMBIA: UNA APROXIMACIÓN CON REGRESIÓN POR CUANTILES

Luis Armando Galvis

Este artículo fue publicado originalmente en la *Revista de Economía del Rosario*, vol. 13 núm. 2, pp. 253-277, de diciembre de 2010.

El autor es economista del Centro de Estudios Económicos Regionales (CEER), Banco de la República, sucursal Cartagena.

El autor agradece las sugerencias de Luis Eduardo Arango, Juan D. Barón, Leonardo Bonilla y Adolfo Meisel, así como la colaboración de Mónica S. Gómez y Emma Monsalve.

Las opiniones expuestas no comprometen al Banco de la República ni a su Junta Directiva.

En Colombia las brechas salariales por género son profundas y persistentes. Todos los estudios que se han referido al tema han encontrado que los hombres reciben una remuneración mayor que las mujeres, a pesar de que se documenta que las mujeres han aumentado su participación en el mercado laboral y, en promedio, tienen más años de estudios que los hombres.

¿Cómo se puede explicar que esta diferencia exista? Para responder a esta pregunta se puede indagar por las fuentes de las brechas salariales que pueden estar en las distintas dotaciones de capital humano para cada uno de los géneros. No obstante, lo que sorprende es que las mujeres tienen, en promedio, 6% más años de educación que los hombres en el grupo de asalariados; por lo cual es poco probable que la explicación esté fundamentada en este hecho y tal vez sí exista algún grado de discriminación por género en el mercado laboral colombiano.

La definición que se encuentra de discriminación laboral en muchos textos menciona que ésta existe si hay diferencias en el tratamiento de algunos individuos, aunque éstos desempeñen el mismo trabajo y tengan atributos similares. Es importante aclarar que no todas las disparidades en salarios entre hombres y mujeres se pueden adjudicar a la discriminación. Una parte del diferencial de ingresos se explica por la existencia de distintos grados de productividad originados en la dotación de capital humano, habilidades y experiencia de cada individuo. Por otra parte, la discriminación también se puede presentar en la forma de diferencias en las oportunidades de acceso al trabajo remunerado y en las oportunidades de ascenso. Este último tipo de segregación es más difícil de medir por cuanto no hay una estadística de las oportunidades de ascenso, la participación de ambos sexos en la búsqueda del ascenso o las motivaciones que tienen los empleadores para promover a cierto individuo, ya sea hombre o mujer.

En este estudio más que indagar por discriminación en el mercado laboral, el objetivo es analizar las brechas salariales, en especial sus posibles patrones regionales. Varios estudios previos han evaluado las brechas salariales hasta el año 2006 y se han concentrado en las siete principales ciudades, razón por la cual en el presente trabajo observamos épocas más recientes, empleando el año disponible más reciente de la encuesta de hogares aplicada por el Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE), y además se amplía el análisis a las trece principales ciudades; se emplea, entonces, la Gran encuesta integrada de hogares (GEIH) del año 2009.

La primera parte del trabajo está dedicada a la revisión teórica y de los antecedentes de las aplicaciones previas al caso colombiano de la desagregación de las brechas salariales. Se revisa la metodología de Blinder-Oaxaca así como variaciones de ésta, adicionando correcciones por sesgo de selección, junto con ampliaciones al análisis que incluyen no sólo los salarios medios sino la distribución completa de salarios, explorados mediante la regresión por cuantiles.

Esta metodología permite tener en cuenta la heterogeneidad existente entre las asignaciones salariales, así como el impacto diferente que tienen los determinantes de los salarios y sus brechas por género en distintos puntos de la distribución (Machado y Mata, 2005); de esta manera, los resultados que se obtienen son mucho más completos que los encontrados por los modelos estimados por mínimos cuadrados ordinarios (MCO). La regresión por cuantiles es especialmente relevante para el estudio de la descomposición de las brechas salariales en diferentes puntos de la distribución, en situaciones donde las disparidades son amplias, como es el caso de un país como Colombia. La segunda sección presenta la metodología para la descomposición de las brechas salariales. Las secciones tercera y cuarta describen los datos y muestran los resultados de del método de Blinder-Oaxaca. La sexta sección presenta los resultados de la descomposición de las brechas salariales en el contexto de la regresión por cuantiles. La séptima sección concluye.

I. ESTUDIOS DE DIFERENCIALES SALARIALES POR GÉNERO EN COLOMBIA

Las desigualdades salariales entre hombres y mujeres han sido discutidas ampliamente en la literatura internacional sobre discriminación laboral por género; Colombia, aunque en mucho menor grado, no ha sido la excepción. En una consulta realizada hasta el año 2005 de las publicaciones internacionales en economía sobre el tema para nuestro país se encontraron un total de seis estudios referentes a los diferenciales salariales por género. Para el mismo período el número de estudios que trataban este tema en los Estados Unidos totalizaba 614, seguido por el Reino Unido con 87, Taiwán con 77, Australia con 63 y Canadá con 60 (Weichselbaumer y Winter-Ebmer, 2005). Aunque las estadísticas sobre este tipo de estudios estén sesgadas porque los autores sólo seleccionaron publicaciones en inglés, de todas formas es inquietante que no se haya profundizado más en el tema de género y discriminación en el mercado laboral colombiano.

En la literatura económica internacional sobre discriminación existen dos clases de modelos: el competitivo y el grupal. En el primero los individuos buscan maximizar sus beneficios; mientras que en el segundo un conjunto de agentes actúa de forma grupal en contra de otro. Dentro de los modelos competitivos (los más estudiados por el análisis económico) se encuentran el modelo de discriminación por “gustos” o preferencias de Becker (1971) y el de discriminación estadística de Phelps (1972) y de Arrow (1972).

El modelo desarrollado por Becker se basa en los “gustos o preferencias” que tienen los empleadores sobre cierta clase de trabajadores; con esto, si contratan a un individuo que se encuentra en un grupo diferente, denominado “minoría”,

tendrían una pérdida en su función de beneficios. Ello trae como consecuencia que los trabajadores de la “minoría”, para “compensar” a los empleadores, deberían ser más productivos y recibir el mismo pago frente a sus pares o aceptar un salario menor por el mismo nivel de productividad que los demás. Este tipo de discriminación es difícil de observar o de medir con las herramientas cuantitativas del análisis económico.

En el modelo de discriminación estadística se parte del supuesto de que las empresas tienen información imperfecta con respecto a las habilidades de los individuos que solicitan un empleo, y que conocerlas a profundidad les haría incurrir en costos. A raíz de ello, en principio, el diferencial salarial dependerá más de características fácilmente observables que les permita a los empleadores inferir la productividad promedio de los solicitantes, tales como la raza y el género. No obstante, a medida que se tiene más conocimiento de la productividad de los nuevos empleados, el diferencial salarial no va a estar ligado a esos elementos observables, sobre los que en principio se infirió para estimar la productividad de ellos. Arrow (1972) señala que deben cumplirse tres condiciones para que exista este tipo de discriminación: 1) que el empleador pueda distinguir a qué grupo pertenece un individuo; 2) que el empleador deba incurrir en costos para conocer la verdadera productividad de los solicitantes, y 3) que el empleador tenga una concepción previa del grado de productividad de cada grupo.

Ashenfelter y Oaxaca (1987) plantean que la descomposición de las brechas salariales basadas en la metodología de Blinder-Oaxaca (BO) se ha convertido en el estándar que siguen los investigadores interesados en el tema de las desigualdades y la discriminación por género. Los estudios de diferenciales salariales por género en Colombia se han concentrado en el uso de ecuaciones tipo Mincer, aplicando la descomposición de BO. Un ejemplo de ello es el trabajo de Tenjo (1993), que plantea que durante la década de los ochenta en Colombia los retornos de la educación fueron mucho más bajos para las mujeres que para los hombres. Así mismo, de la descomposición de BO el autor concluye que la disparidad de salarios no estaba explicada en su mayoría por diferenciales en la dotación de capital humano sino que, más bien, dentro de los factores que explicaban la brecha salarial durante ese período se podría contar la presencia de discriminación por género en el mercado de trabajo.

Un estudio más reciente que sigue la misma línea de Tenjo (1993) es el de Baquero (2001), quien aplica el modelo de diferenciales salariales de BO en los datos de la Encuesta nacional de hogares (ENH) entre 1984 y 1999, teniendo en cuenta solamente a los trabajadores del gobierno, particulares y domésticos, a quienes denomina “asalariados”. Durante el período estudiado, si bien el autor observó un aumento en el nivel educativo de las mujeres frente a los hombres,

las diferencias salariales no reflejaron crecientes retornos de la educación para el caso de las mujeres. Esto debido, por un lado, al incremento en la participación laboral femenina, y por otro, a que muchas de las mujeres que entraron al mercado laboral se ocuparon en actividades domésticas y de otro tipo, cuyos niveles de remuneración son muy bajos en promedio. El componente residual del modelo (también denominado efecto discriminación) con signo positivo y tendencia creciente durante la década de los noventa (en gran parte a causa de la crisis económica de la época), demuestra la presencia de discriminación hacia las mujeres en el mercado laboral. Sin embargo, “no existe evidencia suficiente para afirmar que se presente discriminación salarial directa al momento de la contratación” (Baquero, 2001, p. 24).

Abadía (2005) estudia la discriminación estadística en el mercado laboral colombiano. El modelo de discriminación estadística sugiere que las empresas tienen información imperfecta con respecto a las habilidades de los individuos más jóvenes que no acreditan experiencia laboral. Por ello, en principio, la diferencia salarial dependería más de características observables, como el género y la educación. En consecuencia, la discriminación estadística se observaría si, con el aumento de la experiencia, la disparidad salarial está menos determinada por esas variables fácilmente observables. La autora empleó los datos de la Encuesta continua de hogares (ECH) para el segundo trimestre de 2003, excluyendo a los trabajadores por cuenta propia, empleadores, trabajadores familiares sin remuneración y trabajadores domésticos, quedando básicamente con la muestra de empleados públicos y privados. De dicha comparación se concluye que sí existe evidencia de discriminación estadística en el sector privado, especialmente para las mujeres casadas o en unión libre, pero exceptuando al grupo de mujeres menores de treinta años. La hipótesis de la discriminación estadística se rechaza para los empleados públicos.

Bernat (2005) estudia las diferencias salariales por hora entre hombres y mujeres, utilizando los datos de la ECH de los años 2000 a 2004 en las siete principales ciudades del país y clasificando la población en asalariados (trabajadores del gobierno, domésticos y particulares) y no asalariados (empleadores y cuenta propia). Utilizando la descomposición de BO sobre las ecuaciones de Mincer, con corrección por sesgo de selección de Heckman, la autora encuentra una serie de resultados que varían de acuerdo con la submuestra empleada. En primer lugar, los retornos de la educación en el grupo de los asalariados es mayor en las mujeres que en los hombres (especialmente en Barranquilla, Bucaramanga y Manizales); no obstante, los retornos para ellos parecen aumentar con el tiempo, mientras que los de ellas disminuyen. En el caso de los no asalariados, los retornos para hombres y mujeres crecieron en el tiempo; aún así, existe una diferencia en favor de los hombres. Los asalariados, por su parte, muestran

una tendencia sostenida en los retornos de la experiencia que favorece a los hombres. Para los no asalariados los resultados demuestran que tanto hombres como mujeres reciben bajos retornos y que con el paso del tiempo los retornos por año de experiencia son menores.

Finalmente, de acuerdo con la autora, la descomposición de BO permite concluir que sí existe discriminación hacia las mujeres en el mercado laboral, pues el componente discriminatorio o residual es mayor al componente productivo (también conocido como efecto dotación). Esto evidencia, además, que tal fenómeno está más relacionado con la teoría de la discriminación estadística, según los planteamientos de Phelps (1972) y Arrow (1972), frente a la teoría de la discriminación de Becker (1971), basada en “gustos”.

Al profundizar en el análisis por ciudades, las diferencias por hora más bajas se observaron en Manizales, Bogotá y Medellín. Para el grupo de los no asalariados el comportamiento no es claro o muestra tendencias erráticas.

Fernández (2006) emplea la Encuesta de calidad de vida (ECV) durante los años 1997 y 2003, excluyendo los individuos empleados en los sectores agropecuario, electricidad, gas y agua, construcción y minería, además de las empleadas del servicio doméstico, pues en estas ramas la proporción de géneros era muy desbalanceada y no tendría, por tanto, representatividad. Una primera aproximación a partir de las estadísticas descriptivas muestra que no hay diferencias significativas en los salarios por hora promedio entre géneros. No obstante, al efectuar regresiones por cuantiles de ingreso, se encontraron diferenciales que varían de acuerdo con la distribución de los salarios. La autora realizó la descomposición para los percentiles 1, 25, 50, 75, 90 y 99. En los percentiles inferiores el diferencial es favorable para las mujeres y en los superiores ese diferencial se amplía, favoreciendo a los hombres, situación que evidencia la presencia del denominado “techo de cristal”¹.

Utilizando los datos de la ENH, entre 1982 y 2000, para las áreas metropolitanas de Bogotá, Medellín, Cali, Bucaramanga, Barranquilla, Manizales y Pasto, Ángel-Urdinola y Wodon (2006) estimaron la brecha salarial por género². Este objetivo se lleva a cabo por medio de la estimación de regresiones estándar de los salarios de la población, clasificada en cinco grupos de acuerdo con los años dedicados a la educación. El propósito de los autores fue evaluar el efecto que

¹ El concepto del “techo de cristal” (o *glass ceiling*) corresponde a aquellas dificultades que obstaculizan el avance de una persona calificada dentro de una jerarquía hacia un nivel de mayor autoridad, especialmente en sus lugares de trabajo, lo cual va ligado a que esas personas no alcanzan niveles de salario mayores.

² Los autores excluyen de la muestra los empleados por cuenta propia, los del servicio doméstico, los empleadores y los trabajadores familiares sin remuneración.

pudo tener sobre esta brecha la aparición de la Ley 50 de 1990, que otorgó una serie de beneficios adicionales a las mujeres. También estudiaron el impacto que un aumento en la brecha salarial por género tendría sobre la pobreza en Colombia durante la década de los noventa, cuando se observaron diferenciales salariales y tasas de pobreza altas; para ello utilizaron el ingreso per cápita de los hogares y el número de pobres para calcular la pobreza relativa.

Sus resultados mostraron que en el período de estudio la diferencia de los salarios entre hombres y mujeres aumentó durante la primera parte de la década de los noventa (especialmente en el grupo con mayor tiempo dedicado a la educación), y disminuyó después de la recesión. No obstante, de acuerdo con los autores, dicho aumento no estuvo relacionado con la aplicación de la Ley 50, pues el incremento en la brecha salarial aumentó en los trabajadores jóvenes o con poca experiencia laboral, así como en los viejos, siendo más pronunciada en este último grupo. Dado que la diferencia relativa entre los salarios de hombres y mujeres aumentó durante la década, era de esperarse que la brecha de pobreza también creciera, afectando especialmente aquellos hogares donde las mujeres tienen menores niveles de educación.

Tenjo *et al.* (2006), al estudiar la situación laboral de las mujeres en los últimos veinte años del siglo XX en seis países de Latinoamérica (Colombia, Uruguay, Argentina, Costa Rica, Honduras y Brasil), encontraron que los hombres y mujeres en edades intermedias participan en mayor proporción en el mercado laboral. No obstante, en el caso femenino esta situación ha provocado alzas en las tasas de desempleo³, especialmente en Brasil, donde la incapacidad de su mercado laboral para absorber la mano de obra femenina generó en 1998 una tasa de desempleo de este grupo del 18%.

Entre los asalariados (empleados y obreros) la tendencia de la brecha salarial mensual en la mayoría de los países es decreciente (a excepción de Brasil por el fenómeno mencionado). En Colombia, al igual que en Argentina y Honduras, el diferencial mensual se inclina en favor de las mujeres, excluyendo el servicio doméstico, esto debido a que los hombres trabajan en promedio más horas semanales. Al parecer la segregación laboral también contribuye a la existencia de diferenciales salariales, pues a pesar de que, “las mujeres tienden a concentrarse en los sectores o las ocupaciones donde los salarios promedio son más altos” (Tenjo *et al.*, 2006, p. 42), allí ellas reciben salarios por hora más bajos.

En detalle, los autores realizan regresiones y pruebas de Chow, en cuyos resultados los residuos son positivos y significativos, lo que demuestra que los ingresos para ambos sexos están siendo determinados por “mecanismos distintos”,

³ Con excepción de Honduras, que posee la tasa de participación femenina más baja.

debido a que la diferencia de interceptos en las ecuaciones de hombres y mujeres es positiva. Con base en estos resultados los autores concluyen que su estudio mostró indicios de discriminación estadística, pues, según ellos, los estereotipos sobre las mujeres generan incertidumbre entre los empleadores, quienes deben apropiarse de otros mecanismos que les permitan conocer aproximadamente el nivel de productividad de sus empleados.

Utilizando una metodología alternativa a la descomposición de BO, Bernat (2009) emplea la ECH para construir curvas de discriminación para los años 2000, 2003 y 2006. Esta metodología permite estudiar la incidencia, la intensidad y la inequidad en la discriminación por género.

Los resultados del estudio de Bernat (2009) muestran que, aunque la curva de discriminación de 2003 y 2006 es superior a la de 2000, se puede apreciar una disminución en la intensidad de la discriminación, pues la curva del año 2006 es menor a la de 2003. En cuanto a la incidencia, es decir, a la cantidad de mujeres discriminadas, los datos muestran una caída en 2003 y una fuerte alza en 2006. Este fenómeno, que parece contradecir los resultados de la intensidad, se debe al alto grado de desigualdad que existe dentro de la información correspondiente a cada año. Al analizar algunas características del mercado laboral, la autora encontró evidencia del denominado “techo de cristal”, pues, “son las mujeres universitarias, en ocupaciones profesionales y técnicas, con más de 7 años de experiencia, en los sectores servicios, comercio, restaurante, hoteles y manufactura, aquellas a quienes más aquejan las diferencias salariales con respecto a los hombres” (Bernat, 2009, p. 28).

Del análisis por ciudades se encuentra que no existe un patrón claro de discriminación; la explicación se encuentra en que en el año 2000 Pasto ocupa el primer lugar con el mayor grado de discriminación, mientras que en 2006 ocupa el octavo lugar; en este último año Bogotá ocupa la primera posición. Cartagena y Montería se destacan porque reducen ampliamente su grado de discriminación.

Posteriormente, Tenjo y Herrera (2009) estudiaron la discriminación por género y etnia⁴. Los autores aplicaron la metodología de BO a los datos de la ECV del año 2003, teniendo en cuenta sólo a los trabajadores asalariados que laboraron más de 35 horas a la semana y excluyendo a los empleadores e independientes. De acuerdo con los autores, en una primera aproximación se podría concluir que existe discriminación salarial hacia el género femenino, pues un análisis descriptivo de los datos muestra que, a pesar de que las mujeres se emplean en rangos ocupacionales altos, dentro de cada labor reciben un salario mensual promedio menor al de los hombres.

⁴ En el análisis étnico los autores clasificaron la población como *afrodescendientes* y *no afrodescendientes*.

De la descomposición de BO los autores concluyen que un alto porcentaje de las diferencias entre los salarios de hombres y mujeres no se debe a las disparidades en capital humano; por tanto, según los autores, se puede suponer que se trata de discriminación, pues las mujeres, en promedio, poseen niveles de capital humano mayores que los hombres. Esto indica que si sus ingresos laborales mensuales dependieran sólo de ese factor, los salarios de las mujeres deberían ser más altos.

Un estudio similar al de Ángel-Urdinola y Wodon (2006) fue realizado por Badel y Peña (2009), quienes utilizaron los datos de la ENH de las siete principales ciudades para los meses de junio de 1986 y 1996, y la ECH en el año 2006, teniendo en cuenta sólo personas entre los 25 y 55 años de edad, que devengaran más de USD1 por día y que trabajaran entre 16 y 84 horas a la semana. Al analizar la muestra encontraron que las mujeres tenían, en promedio, un mayor nivel de educación que los hombres; por ende, se esperaría que tuvieran mayores retornos salariales. Sin embargo, lo que observaron es que los diferenciales en los niveles intermedios tienden a cero, y se inclinan en favor de los hombres tanto en los cuantiles más bajos como en los más altos. Para los autores este último elemento es evidencia de la presencia del denominado “techo de cristal”, es decir, una barrera invisible que no permite a las mujeres llegar a ocupar cargos en altos niveles de responsabilidad, donde la asignación salarial es mayor que para los cargos de nivel medio.

Al usar la metodología de Machado-Mata para la descomposición de BO, que utiliza regresiones por cuantiles y que diferencia dos tipos de componentes en la brecha salarial: precio y composición, los autores concluyeron que la brecha salarial por género estaba subestimada, dado que la mayoría de las mujeres que participan en el mercado laboral están altamente capacitadas (efecto composición positivo), por lo que deberían tener facilidades en el acceso a mejores posiciones laborales e ingresos; no obstante, en la serie de datos se observa una brecha salarial constante.

Algo que es importante rescatar de este estudio, y que sirve de referencia para otros trabajos, es que los diferenciales para los niveles medios de ingreso tienden a ser muy bajos, por lo cual cálculos basados solamente en promedios van a mostrar resultados que subestiman la diferencia de salarios entre géneros. Igualmente, analizar el mercado laboral nacional como un promedio de las ciudades o regiones, sin hacer referencia a las posibles diferencias por regiones, también puede dar una idea un poco sesgada de lo que constituyen las disparidades por género, en la medida en que éstos pueden cambiar de acuerdo con el área metropolitana donde se ubiquen los individuos. Esto es especialmente crítico en un país como Colombia, que ha sido caracterizado frecuentemente como un “país de regiones”.

Sobre este último punto hay un avance en Hoyos *et al.* (2010), quienes usando las encuestas de hogares del DANE analizan las diferencias salariales en tres subperíodos 1994-1998, 2000-2001 y 2002-2006, mostrando resultados para las ciudades principales del país. En el primer lapso, la brecha salarial por hora entre géneros es mayor que en los dos siguientes, pero gran parte de esta brecha no es explicada por las características sociodemográficas de los individuos. La brecha salarial de género, al igual que en otros estudios, muestra una figura de U, es decir, en los niveles de ingresos altos y bajos la diferencia es mayor que en los medios. Esto último es, según los autores, consecuencia del efecto igualador de ingresos que tiene el salario mínimo, pues hacia la mitad de la distribución los salarios están cercanos al mínimo. Del estudio se pueden identificar los perfiles de trabajadores que poseen diferencias de salarios altos de acuerdo con el género. Estos perfiles se componen de aquellos trabajadores con bajos niveles de educación que laboran tiempo parcial en el sector primario, servicios de entretenimiento o del hogar, en ocupaciones como obreros, empleados domésticos, informales y de pequeñas empresas. Ello les permitió reconocer dos distintivos que pueden caracterizar este grupo, como son la baja productividad y la vinculación a trabajos precarios, sin todos los beneficios que otorga la ley. Por ciudades, encontraron que la mayoría de ellas poseen diferencias similares entre los salarios de hombres y mujeres; sólo en Medellín, Bucaramanga y Pereira el modelo mostró disparidades estadísticamente significativas.

II. MARCO METODOLÓGICO

Empíricamente, la existencia de diferencias salariales por género puede tener orígenes en distintos elementos del mercado laboral. En primer lugar, puede haber disparidades en el capital humano de los individuos, que expliquen las brechas salariales por género. La mayor experiencia laboral es también un factor que puede afectar directamente los salarios y expandir las brechas entre grupos de individuos. La calidad de la educación y las habilidades obtenidas mediante la experiencia laboral se pueden traducir, de igual manera, en mayor productividad de los individuos, por lo cual también pueden generar diferencias salariales. Otras pueden estar explicadas por la segregación ocupacional que de alguna manera lleva a que un grupo se concentre en ocupaciones mejor pagadas que otras (Barón y Cobb-Clark, 2010). La posibilidad de que los ascensos no sean homogéneamente distribuidos entre los diferentes grupos, en este caso entre géneros, hace que un grupo pueda acceder a éstos y otro no, con lo cual se configura lo que se ha llamado en la literatura el efecto “techo de cristal”. De los anteriores elementos que pueden ser la fuente de explicación de las brechas

salariales, la literatura empírica se ha concentrado en descomponer los efectos que pueden ser fácilmente observables, de los que no se observan, para concluir frente a la existencia y al grado de discriminación.

No obstante lo anterior, hablar de discriminación en este contexto es bastante debatible por cuanto las estimaciones llevadas a cabo para la identificación de los componentes de la brecha salarial, tienen problemas de omisión de variables que pueden explicar las diferencias salariales. En este sentido, se menciona que el componente de disparidades en las remuneraciones tiende a sobreestimar el grado de discriminación al incluir no sólo el efecto remuneración sino también los diferenciales que pueden tener origen en los atributos omitidos (Yun, 2009).

A. LA DESCOMPOSICIÓN DE BLINDER-OAXACA (BO)

De acuerdo con lo expuesto hasta ahora, es claro que la técnica más empleada para medir el diferencial salarial por género es la descomposición de Blinder-Oaxaca (BO). El procedimiento consiste en evaluar la diferencia salarial en un determinado período y descomponerla en una parte que es atribuida a las diferencias en la productividad de los atributos observables del individuo y otra porción que es regularmente atribuida a características no observables, dentro de las cuales se incluye la discriminación.

La existencia de discriminación estaría asociada con diferencias en las remuneraciones a los atributos no observados (Blinder, 1973; Oaxaca, 1973). El paso inicial consiste en formular una ecuación tipo Mincer para el logaritmo natural de los salarios de los hombres y las mujeres:

$$\ln w_i = X_i \beta_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

La matriz X contiene las variables que afectan la productividad de los trabajadores y, por ende, sus salarios. El vector ε es un término de error aleatorio que se asume normalmente distribuido con media cero y varianza σ^2 . El diferencial salarial se obtiene descomponiendo el logaritmo natural de los salarios por hora (w) para los hombres ($i = m$) y las mujeres ($i = f$) estimando una ecuación tipo Mincer para cada grupo y restando uno del otro:

$$(\ln w_m - \ln w_f) = (X_m \beta_m + X_f \beta_f) + (\varepsilon_m - \varepsilon_f) \quad (2)$$

Si se construye un término contrafactual que indique cuál es el salario que obtendrían las mujeres si tuvieran las remuneraciones de los hombres $X_f \beta_m$, y se suma y resta al lado derecho de la ecuación (2), se obtendría el diferencial de

salarios atribuido a los diferenciales de características, $(X_m - X_f)\beta_m$, y el diferencial de salarios atribuido a las distintas remuneraciones para cada género, $X_f(\beta_m - \beta_f)$:

$$(\ln w_m - \ln w_f) = (X_m - X_f)\beta_m + X_f(\beta_m - \beta_f) + (\varepsilon_m - \varepsilon_f) \quad (3)$$

En la ecuación 3 el primer término se denomina “efecto dotación”, y el segundo es el “efecto remuneración”. El último término tiende a ser cero, pues al evaluar la ecuación (3) en la media de la distribución del logaritmo del salario, la combinación lineal de los términos de error se hace cero.

Adicionalmente, es importante considerar que los resultados de este tipo de regresión están sesgados debido a que no incluyen el ajuste por sesgo de selección, pues no todos los individuos que participan en el mercado laboral exhiben salarios positivos (Heckman, 1979). Por esa razón se incluye la probabilidad de emplearse, teniendo en cuenta un sistema de ecuaciones donde:

$$\begin{aligned} \ln w_i &= X_i\beta_i + \varepsilon_i \\ P_i^* &= Z_i\theta + u_i \end{aligned} \quad (4)$$

Este sistema de ecuaciones puede ser reformulado de tal forma que se incluya el término de corrección por sesgo de selección ($\hat{\lambda}_i$), que se obtiene como $\hat{\lambda}_i = \phi(Z\hat{\theta})/\Phi(Z\hat{\theta})$, siendo el numerador y el denominador la normal estándar y la normal acumulada, respectivamente (Heckman, 1979). El término $\hat{\lambda}_i$ se conoce como el inverso de Mills.

La ecuación (4) se reformula para incluir el inverso de Mills como sigue:

$$\ln w_i = X_i\beta_i + \theta\hat{\lambda}_i + \varepsilon_i \quad (5)$$

La descomposición de BO tendría dos nuevos elementos $\hat{\theta}_m(\lambda_m - \lambda_f)$ y $\lambda_f(\hat{\theta}_m - \hat{\theta}_f)$:

$$\begin{aligned} (\ln w_m - \ln w_f) &= (X_m - X_f)\beta_m + X_f(\beta_m - \beta_f) \\ &+ \hat{\theta}_m(\lambda_m - \lambda_f) + \lambda_f(\hat{\theta}_m - \hat{\theta}_f) + (\varepsilon_m - \varepsilon_f) \end{aligned} \quad (6)$$

La pregunta que se formulan Neuman y Oaxaca (2004) es en dónde se deben distribuir estos componentes: si en el efecto dotación o en el de remuneración. Para este interrogante no existe un consenso o un marco teórico que sugiera si la selectividad afecta uno o todos los componentes. De hecho, los autores discuten cómo los nuevos términos en la ecuación (6) pueden, a su vez, ser distribuidos simultáneamente entre los dos efectos. Sin embargo, la nueva descomposición a partir de esta última propuesta tiene implícitos juicios de valor en relación con lo que constituyen las inequidades de género: si éstas

están manifiestas en la participación, si lo están en las diferentes remuneraciones o si hay inequidades en la dotación de atributos que afectan la productividad (Neuman y Oaxaca, 2004: 6).

Una alternativa que se ha empleado previamente es la de Duncan y Leigh (1980) y Reimers (1983). En sus aproximaciones al problema estos autores proponen que la descomposición de BO tendría en cuenta este elemento y, de esta manera, la ecuación (3) tendría un componente de selectividad de tal forma que el diferencial de salarios se corrige por ese componente, calculando:

$$\begin{aligned}
 (\ln w_m - \ln w_f) - (\hat{\theta}_m \lambda_m - \hat{\theta}_f \lambda_f) &= (X_m - X_f) \beta_m \\
 + X_f (\beta_m - \beta_f) + (\varepsilon_m - \varepsilon_f) &
 \end{aligned}
 \tag{7}$$

Neuman y Oaxaca (2004) explican que este tipo de descomposición no constituye una estimación del diferencial observado de salarios, sino el diferencial después de corregir por selectividad, el cual no es comparable con el obtenido por las estimaciones simples tipo Mincer. En estas últimas los diferenciales evaluados en el promedio de las variables independientes son iguales al diferencial del promedio de la variable dependiente. Esta condición no se cumple en la ecuación (7).

B. AMPLIACIONES AL MÉTODO BO POR MEDIO DE REGRESIONES POR CUANTILES

Para dar una perspectiva más amplia de las brechas salariales por género es crucial ir más allá de los resultados obtenidos por mínimos cuadrados ordinarios (MCO), que se limitan a considerar los comportamientos promedio de los salarios. Una ampliación que posibilita este objetivo es el que se lleva a cabo empleando la regresión por cuantiles (Koenker y Bassett, 1978). Este método permite superar algunas de las limitaciones de las estimaciones por MCO en tanto que se pueden investigar diferentes distribuciones condicionales, en lugar de enfocarse sólo en la media condicional. Podría decirse que las estimaciones por MCO son un caso especial de la estimación por cuantiles, pues esta regresión daría aproximadamente los resultados de la regresión por cuantiles evaluados en el percentil 50.

El método de la regresión por cuantiles ha sido utilizado en diferentes aplicaciones que incluyen la determinación de salarios, el tamaño de las firmas, los precios de las viviendas, las desigualdades de ingresos, entre otros.

La descomposición por cuantiles permite explorar la posible heterogeneidad en la distribución de los salarios que no es capturada por las variables explicativas en las ecuaciones tipo Mincer. Para el caso que nos ocupa, dadas las

profundas diferencias existentes en los salarios por regiones (Galvis, 2010), y si la distribución de salarios no sigue una distribución normal, la estimación por MCO no resultaría óptima.

Formalmente, el método de la regresión por cuantiles divide la población en n partes, tantas como el número de cuantiles que se vayan a estudiar, y entrega resultados que muestran la relación entre la variable dependiente y las variables independientes dentro de cada cuantil.

Siguiendo a Koenker y Bassett (1978), si se asume que w_t ($t = 1, \dots, T$) es una variable aleatoria W con una función de distribución F , entonces el β del cuantil θ -ésimo, con $0 < \theta < 1$, puede ser definido como la solución a la minimización de la suma ponderada del valor absoluto de los residuales de la ecuación de regresión, como sigue:

$$\beta(\theta) = \arg \min_{\beta \in R^k} \frac{1}{T} \left[\sum_{t \in \{t: w_t \geq x_t \beta\}} \theta |w_t - x_t \beta| + \sum_{t \in \{t: w_t < x_t \beta\}} (1 - \theta) |w_t - x_t \beta| \right] \quad (8)$$

La ecuación (8) también puede ser vista de manera compacta como:

$$\min_{\beta \in R^k} \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \rho_{\theta}(w_t - X_t \beta) \quad (9)$$

En donde, si el término de error se denota como ε , entonces:

$$\rho_{\theta}(\varepsilon) = \begin{cases} \theta \varepsilon & \text{si } \varepsilon \geq 0 \\ (1 - \theta) \varepsilon & \text{si } \varepsilon < 0 \end{cases} \quad (10)$$

En nuestro ejemplo, se supone que w_t representa el salario por hora de cada individuo y la matriz X es el conjunto de atributos que determinan dichos salarios. Este modelo permite especificar el cuantil θ -ésimo de la distribución condicional de los salarios w_t , dadas las variables independientes o atributos individuales que se recogen en x_t , de tal manera que:

$$Q_{w_t}(\theta|x) = x_t \beta(\theta) \quad (11)$$

donde $Q_{w_t}(\theta|x)$ es la función cuantil y $\beta(\theta)$ es un vector desconocido de parámetros que pueden estimarse para diferentes valores de θ en el rango $(0,1)$ o en cada percentil de la distribución. El modelo asume que el cuantil θ -ésimo es lineal en x_t . De esta manera, la regresión por cuantiles entrega, por ejemplo, los retornos al capital humano para cada percentil de la distribución de salarios. Ello permite evaluar cambios en la forma de la funcionalidad para los niveles bajos de ingresos en relación con los medios y los altos.

Machado y Mata (2005) emplean este marco de estimación para ampliar el análisis de la descomposición de la brecha salarial siguiendo la línea de BO. En esta alternativa en cada uno de los cuantiles de la distribución de los salarios se podrá evaluar cuál es la brecha salarial, y en ésta, cuál es el aporte de los efectos dotación y remuneración.

La extensión de la descomposición de BO al marco de las regresiones por cuantiles no es tan simple. Descomponer la brecha salarial tomando las submuestras para distintos puntos de la distribución y aplicar la descomposición de BO puede dar resultados sesgados. Esto porque la descomposición de BO se fundamenta en la propiedad de la estimación por MCO de que la media de los salarios, condicional al promedio de los atributos de los individuos, es igual a la media no condicional de los salarios⁵. Esta propiedad no se cumple en la regresión por cuantiles.

La propuesta de Machado y Mata (2005) tiene en cuenta esta limitación y parte de estimar $Q_{\theta}(\ln w_i | X_i)$ Donde $\ln w_i$ es el logaritmo de los salarios para un individuo i , para el cual X denota el conjunto de atributos que determinan dichos salarios. El parámetro θ es la fracción de individuos que yacen por debajo del nivel de salarios del individuo i .

La regresión por cuantiles para cada uno de los géneros vendría dada por las expresiones:

$$Q_{\theta}(\ln w_m) = Q_{\theta}(X'_m \beta(\theta)_m) + \mu_m, \text{ en el caso de los hombres.}$$

$$Q_{\theta}(\ln w_f) = Q_{\theta}(X'_f \beta(\theta)_f) + \mu_f, \text{ en el caso de las mujeres.}$$

La descomposición de la brecha salarial se plantea, entonces, de la siguiente manera:

$$\begin{aligned} [Q_{\theta}(\ln w_m) - Q_{\theta}(\ln w_f)] &= [Q_{\theta}(X'_m \beta(\theta)_m) - Q_{\theta}(X'_f \beta(\theta)_m)] + \\ &[Q_{\theta}(X'_f \beta(\theta)_m) - Q_{\theta}(X'_f \beta(\theta)_f)] + v \end{aligned} \quad (12)$$

En esta última ecuación el primer término de la derecha corresponde al *efecto dotación*. Éste denota la contribución de las diferencias en la distribución de dotaciones existente entre hombres (m) y mujeres (f) evaluadas en el cuantil θ de la distribución. El segundo término calcula el valor contrafactual de la

⁵ Por ello, en la descomposición se calcula el valor contrafactual de los salarios que devengaría una mujer si tuviese el promedio de las dotaciones de los hombres.

brecha salarial existente si se tienen las dotaciones de las mujeres, pero se remuneran con los retornos promedio observados por los hombres, con lo cual este término se refiere al denominado *efecto remuneración*. El término ν corresponde al diferencial de los términos de error, que para efectos prácticos es cero.

La implementación del método de Machado y Mata se lleva a cabo simulando la distribución contrafactual de los salarios, $Q_{\theta}(X_f' \beta(\theta)_m)$, a partir de:

Simular R realizaciones de los cuantiles q originados en una distribución uniforme $U(0,1)$.

Estimar R coeficientes de la regresión por cuantiles q simulados previamente empleando los datos de la muestra de hombres. Esto nos daría las tasas de retorno de los atributos o dotaciones en diferentes puntos de la distribución condicional de los salarios de los hombres.

Muestrear aleatoriamente y con reemplazo un conjunto de atributos de la matriz X pertenecientes a una muestra de R mujeres.

Construir una realización de la distribución contrafactual obtenida de multiplicar los atributos seleccionados en iii), por los retornos de dichos atributos estimados en ii). Esta simulación corresponde, en consecuencia, a la distribución de salarios que se observaría si los individuos tuviesen los atributos X de las mujeres (X_f), pero fuesen remunerados con los retornos obtenidos por los hombres (β_m).

Generar una distribución de las realizaciones obtenidas en iv) repitiendo los anteriores pasos un número κ de veces para obtener intervalos de confianza para los efectos dotación y remuneración.

La distribución acumulada empírica para los otros componentes de la ecuación 11 puede hallarse estimando la regresión por cuantiles para hombres y mujeres, por separado, básicamente siguiendo los pasos i) a v), utilizando atributos y sus respectivos retornos para cada uno de los géneros para obtener la distribución para mujeres $Q_{\theta}(X_f' \beta(\theta)_f)$ y la distribución para hombres $Q_{\theta}(X_m' \beta(\theta)_m)$.

Según el tamaño de la muestra de observaciones, este proceso puede demandar muchos recursos tanto computacionales como temporales para generar las distribuciones de salarios y llevar a cabo la descomposición. Una alternativa para conseguir el objetivo de la metodología de Machado y Mata, sobreponiéndose a las limitaciones mencionadas, consiste en llevar a cabo los pasos ii) a iv) para un conjunto de cuantiles, por ejemplo, $q = 0,01, 0,02, \dots$, hasta agotar la distribución de cuantiles. El paso iii) se lleva a cabo también para todo el conjunto de atributos dados por la matriz X .

Esta alternativa se ha empleado en el estudio de brechas salariales para trabajadores sindicalizados (Albrecht *et al.*, 2009) y también por raza, y los resultados son idénticos a los entregados por el método de Machado y Mata (Melly, 2005). De

hecho, lo obtenido por medio de tal procedimiento es numéricamente idéntico en la medida en que las repeticiones en el muestreo tiendan a infinito (Melly, 2007).

III. LOS DATOS

De la revisión de la literatura presentada se pueden rescatar algunos elementos para definir la muestra por utilizar en el estudio. En algunos artículos se encontró que los individuos que trabajan tiempo parcial tienen características y remuneraciones distintas a los que lo hacen tiempo completo, incluso al normalizar por las horas trabajadas. En este sentido se muestra que, por ejemplo, las mujeres tienden a estar concentradas más en los de tiempo parcial y los hombres en los de tiempo completo. Para evitar esta fuente de variación en los salarios se emplean trabajadores de tiempo completo. Así mismo, el análisis se centra en el grupo de trabajadores entre 25 y 55 años, edades en las cuales es más factible que los empleados se encuentren ocupados en actividades formales de tiempo completo.

Los empleados por cuenta propia son también excluidos por cuanto éstos no devengan un salario propiamente dicho sino que su “salario” lo constituyen los ingresos obtenidos por la actividad económica en la que se ocupen y aquello dependerá principalmente de las horas trabajadas y del tipo de actividad. De esta manera tiene poco sentido hablar de diferencias salariales, y más aún de discriminación laboral, en un mercado donde no se fijan los salarios por parte de un empleador. Igual sucede con los patronos o empleadores para quienes los salarios no se fijan por un agente o una institución. Estudiar prácticas discriminatorias en este grupo tampoco tiene mucho sentido.

Dadas las anteriores consideraciones, los datos por emplear para efectuar los cálculos de la descomposición salarial fueron tomados de la Gran encuesta integrada de hogares (GEIH) para todos los meses del último año disponible (que corresponde a 2009). Dado que los datos hacen referencia al mercado urbano, se trabajaron las trece principales ciudades para maximizar la cobertura geográfica y evaluar la existencia de patrones regionales en el diferencial salarial por género.

Para mantener la representatividad de los individuos, los factores de expansión se reescalaron dividiéndolos por doce, puesto que se emplearon los doce meses de la GEIH.

Los empleados del servicio doméstico y los jornaleros se tomaron como un sólo sector en las estimaciones. El primero tiene la particularidad de que la mayoría de las observaciones corresponden a mujeres y el segundo es todo lo contrario; sin embargo, comparten la característica de que son trabajos de baja remuneración y con trabajadores con poca calificación.

Debido a que en la distribución de salarios por hora existen varias observaciones que parecieran ser datos atípicos, se optó por limitar el análisis a la información que describiera una mejor distribución, básicamente eliminando las observaciones que están por fuera del intervalo dado por tres desviaciones estándar respecto a la media. En términos relativos dichas observaciones representan en la cola inferior de la distribución 0,3% de las observaciones y en la cola superior 0,5%. En este sentido, la pérdida de información no es tan significativa si se considera que la muestra utilizada de la GEIH tiene cerca de 52.000 observaciones que representan en la muestra ampliada 3,9 millones de registros (véase el cuadro de estadísticas descriptivas en el Anexo 1).

IV. DESCOMPOSICIÓN DEL DIFERENCIAL SALARIAL AL ESTILO BLINDER-OAXACA

Evaluando las medias simples de los salarios, se encuentra que en 2009 los hombres ganaban en promedio 14% más que las mujeres en el total de las trece principales ciudades. No obstante, las mujeres trabajan en promedio menos horas que los hombres y por ello la brecha salarial por hora es apenas del 9% en promedio (Cuadro 1)⁶.

CUADRO 1. SALARIOS Y HORAS TRABAJADAS PROMEDIO POR HOMBRES Y MUJERES, 2009

	MUJERES	HOMBRES	TOTAL
Ingreso laboral	883.100	1.031.783	964.139
Horas trabajadas semanalmente	51	54,6	53
Salario real por hora	4.242	4.671	4.476
Log salario real por hora	7,9	8	8
Años de educación promedio	11,3	10,6	10,9

Nota: salarios a precios de diciembre de 2008. Los cálculos se realizan en las trece principales ciudades para asalariados entre 25 y 55 años, que laboran por lo menos 40 horas a la semana.

Fuente: cálculos del autor con base en DANE (GEIH).

En el Cuadro 2 se presentan los resultados de la descomposición de la brecha salarial por género de acuerdo con la metodología de BO. Se comparan los resultados de la estimación de un modelo tipo Mincer simple (ecuaciones 1 a 3) y los obtenidos al incluir la corrección por sesgo de selección (ecuaciones 6 y 7).

⁶ El logaritmo de la diferencia de salarios es del 10%, que corresponde a la brecha salarial estimada con las ecuaciones de BO

CUADRO 2. DESCOMPOSICIÓN DEL DIFERENCIAL SALARIAL EN 2009 DE ACUERDO CON LA METODOLOGÍA DE BO PARA LAS TRECE PRINCIPALES CIUDADES

ESPECIFICACIÓN	DIFERENCIAL TOTAL	EFFECTO DOTACIÓN	EFFECTO REMUNERACIÓN	RESIDUAL
	$(\ln w_m - \ln w_f)$	$(X_m - X_f)\beta_m$	$X_f(\beta_m - \beta_f)$	$(\varepsilon_m - \varepsilon_f)$
MODELO MINCERIANO SIMPLE				
1	10	-8,5	17	1,4
2	10	-8,4	17	1,5
3	10	-7,9	16,2	1,6
CON CORRECCIÓN POR SESGO DE SELECCIÓN				
1	-21	-6,3	-14,3	-0,4
2	24,4	-8,8	31,2	2
3	24,5	-8,2	30,4	2,2

Nota: se incluyen todos los asalariados entre 25 y 55 años, que laboran por lo menos 40 horas a la semana. Las variables explicativas empleadas en cada modelo cambian de acuerdo con:

Especificación 1: educación, edad, efectos fijos por ciudad y trimestre.

Especificación 2: educación, edad, edad2, efectos fijos por ciudad y trimestre.

Especificación 3: educación, edad, edad2, efectos fijos por ciudad, trimestre y sector económico.

Fuente: cálculos del autor con base en DANE (GEIH).

También, en el Cuadro 2 se muestran tres tipos de especificaciones del modelo por estimar para cada uno de los géneros. En la primera especificación se incluyen la educación, la edad y variables *dummy* que identifican la ciudad y el trimestre. Dado que la edad está relacionada con la experiencia laboral, y se espera que los retornos de esa experiencia sean decrecientes, también se incluye, en la segunda especificación, el cuadrado de la edad para capturar ese posible efecto no lineal en los retornos de la experiencia. Finalmente la tercera especificación adiciona a las anteriores variables controles por el sector económico donde labora el individuo, pues este control es importante, dado que al analizar los promedios de salarios en el sector minero o la industria, se encontraron diferencias significativas frente al sector agrícola o de servicios.

Los once sectores económicos que emplea la GEIH se agregaron en primario, industria y servicios. Esto obedece, en principio, a la búsqueda de simplificación en las estimaciones. Adicionalmente, la simplificación surge también como una estrategia para que, al estimar los modelos y efectuar la descomposición, no se encuentren casos como el del sector de explotación de minas y canteras, para el cual sólo hay muy pocas observaciones en la muestra para algunas ciudades. Esta situación es problemática por cuanto da origen a una variable que está en su mayoría compuesta por ceros y tiene muy poca variabilidad. Fernández (2006) opta por eliminar las observaciones que corresponden a dichos sectores.

Al calcular el diferencial salarial para el mercado laboral urbano de Colombia, se encuentra que en promedio los hombres ganan 10% más que las mujeres⁷. De acuerdo con la descomposición del diferencial según la metodología de BO, el componente de dotación es de aproximadamente -8%, lo cual indica que en promedio el diferencial de dotaciones favorece a las mujeres. Esto es, en términos de los atributos que mejoran la productividad, como el capital humano y la experiencia laboral, en promedio están mejor preparadas las mujeres que los hombres.

Este último resultado no sorprende en tanto que estudios previos han señalado que las mujeres tienen en promedio más años de educación que los hombres, independientemente de si trabajan en el sector privado o público, si son casadas, jefas de hogar, entre otras características (véase, por ejemplo, Abadía, 2005). Estadísticas recientes también señalan que entre 2001 y 2008 el 55% de los graduados de educación superior fueron mujeres (Observatorio Laboral para la Educación, 2010).

Ahora bien, el componente de remuneración que indica cuál sería el diferencial salarial si las dotaciones fueran las mismas para hombres y mujeres, está cerca al 17%. Esto nos indica que el componente de remuneración es bastante alto en relación con el diferencial total, razón por la cual el componente de dotación es sobrecompensado y el diferencial de salarios existente beneficia a los hombres.

Dado que los coeficientes de esta regresión pueden ser sesgados por cuanto no corrigen por la selectividad, al incluir sólo a las personas que trabajan en el mercado laboral, se calcularon los mismos diferenciales considerando la corrección sugerida por Heckman (1979) de acuerdo con la formulación presentada en la ecuación (7). La ecuación de selección utiliza el número de niños menores de seis años en el hogar para identificar la ecuación de selección⁸. Cuando se efectúa el ajuste por sesgo de selección los resultados se muestran más críticos, pues el diferencial total de salarios alcanza entre un 24%, de acuerdo con las especificaciones 2 y 3, y aunque el efecto dotación continúa siendo negativo, el efecto remuneración es al menos 30%. En la especificación 1 el diferencial total es negativo, sugiriendo que las mujeres son discriminadas positivamente.

De acuerdo con las formulaciones 2 y 3, y puesto que el efecto remuneración refleja el diferencial de salarios que debería presentarse, en el caso de que las dotaciones de atributos observables fueran las mismas, habría una inclinación hacia

⁷ Esta cifra, que corresponde al logaritmo, es de la diferencia de salarios entre hombres y mujeres.

⁸ El número de niños menores a seis años se supone que está relacionado con la decisión de participación pero no con el salario, tal como se emplea en Heckman (1974).

concluir que existe un alto grado de discriminación en contra de las mujeres. Sin embargo, nótese que el efecto remuneración no es solamente resultado de las disparidades por atributos observables, sino que puede incluir también los diferenciales existentes por los no observables (como las habilidades, la inteligencia del individuo, entre otros). Así pues, no se puede concluir que el diferencial de salarios es producto de discriminación en contra de la mujer. Además hay que aclarar que estos cálculos corresponden a los diferenciales corregidos por selectividad, mas no a los diferenciales salariales observados (Neuman y Oaxaca, 2004).

En las diferentes especificaciones del modelo para efectuar la descomposición, se encontraron resultados poco robustos cuando se incluye la corrección por sesgo de selección. Esto es evidente en el Cuadro 2, donde los diferenciales cambian de signo según la especificación adoptada cuando se incluye la corrección por selectividad. Los resultados son más variables cuando se desagregan los cálculos según ciudad (Cuadro 3).

CUADRO 3. DESCOMPOSICIÓN DEL DIFERENCIAL SALARIAL PROMEDIO DE HOMBRES Y MUJERES

CIUDAD	SIN CORRECCIÓN POR SESGO DE SELECCIÓN				CON CORRECCIÓN POR SESGO DE SELECCIÓN			
	DIFERENCIAL	DOTACIÓN	REMUNERACIÓN	RESIDUAL	DIFERENCIAL	DOTACIÓN	REMUNERACIÓN	RESIDUAL
Barranquilla	19,02	-3,17	23,26	-1,08	41,77	-3,2	46,17	-1,2
Bucaramanga	18,26	-5,72	23,27	0,7	31,56	-5,88	37,13	0,31
Bogotá	5,6	-7,8	12,31	1,08	33,45	-8,47	40,1	1,83
Cali	9,97	-8,95	15,44	3,48	40,43	-10,22	45,99	4,67
Manizales	5,27	-11,75	14,32	2,7	20,77	-12,76	29,49	4,04
Medellín	16,63	-0,62	17,08	0,17	31,5	-0,77	31,58	0,68
Pasto	21,66	-5,02	28,34	-1,66	51,4	-5,18	59,01	-2,42
Cartagena	44,87	9,17	37,95	-2,25	-69,11	5,88	-75,94	0,94
Montería	38,68	9,59	34,93	-5,85	37,04	9,59	33,27	-5,82
Villavicencio	14,68	-2,44	17,82	-0,71	34,49	-2,58	36,57	0,5
Cúcuta	21,97	-11,84	31,18	2,63	47,29	-13,09	56,32	4,07
Pereira	3,29	-7,12	10,11	0,3	27,95	-8,45	34,54	1,86
Ibagué	10,74	-12,58	18,54	4,78	19,09	-12,76	26,89	4,96

Nota: los cálculos corresponden a la especificación 3: educación, edad, edad2, efectos fijos por ciudad, trimestre y sector económico. Las especificaciones alternativas se muestran en el Anexo 2.
Fuente: cálculos del autor con base en DANE (GEIH).

Ya en estudios previos se hacía mención a los cambios contradictorios que muestran los resultados de los diferenciales salariales al corregir por selectividad. Tal es el caso de los no asalariados para las siete principales ciudades en donde “[...] el comportamiento del componente discriminatorio es más errático que en el caso de los asalariados” (Bernat, 2005, p. 93).

En vista de que uno de los interrogantes que motiva el presente trabajo se relaciona con los patrones regionales de diferenciales por género, los cálculos se efectuaron también por ciudades. Para ello se tomaron las trece principales áreas metropolitanas de la GEIH de 2009 (Cuadro 3).

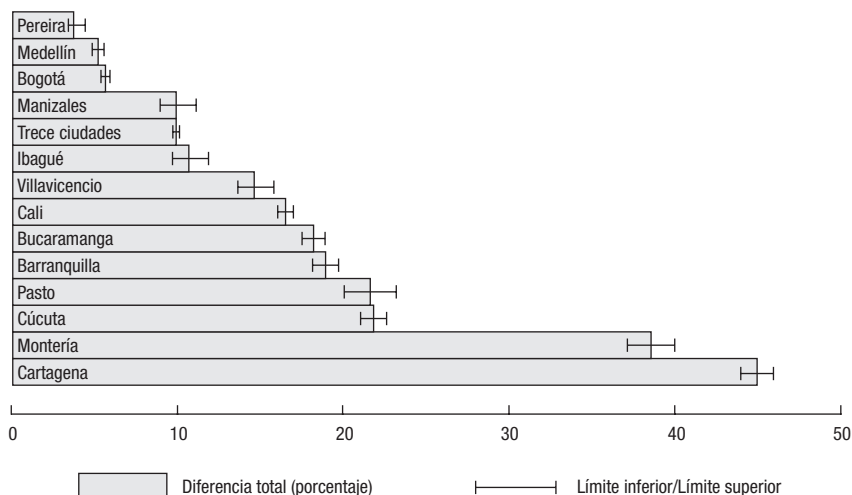
Según se observa en la descomposición, cuando se incluye la corrección por sesgo de selección, los resultados cambian de signo y, sobre todo de magnitud, de una manera inexplicable. Por ejemplo, los resultados para Cartagena indican que el diferencial salarial es cercano al 70% en favor de las mujeres, y que en Bogotá al menos hay un diferencial del 33% en favor de los hombres, lo cual no es coherente con resultados previos, tales como los presentados por Romero (2007) y Bernat (2005).

Observando los salarios de Cartagena se encuentra que el diferencial salarial favorece a los hombres si se aprecian los cálculos sin corrección por selectividad. Sin embargo, cuando se tiene en cuenta el sesgo de selección, el diferencial es negativo, lo cual indica que las mujeres tendrían salarios más altos que los hombres. Este último resultado no sería sorprendente si la magnitud no fuera tan desproporcionada, pero al comparar los diferenciales con y sin corrección por selectividad, las magnitudes son más del doble para Cartagena. En el caso de Medellín y Cúcuta los resultados no cambian de signo, pero la relación es de al menos más del doble en magnitud, al comparar la descomposición corrigiendo por selectividad. En el caso de Manizales los diferenciales salariales se multiplican por cuatro comparando los dos tipos de modelos. En el Anexo 2 se presentan los resultados para diferentes especificaciones y se muestra que los resultados también varían notoriamente entre ciudades y tipo de modelo estimado.

Por lo anterior, los resultados que se discuten a continuación corresponden a la descomposición sin corrección por selectividad, que exhibe cifras más robustas no sólo al cambio en la especificación del modelo, sino que son más consistentes con otros estudios que tratan el tema de diferenciales salariales por género para las principales ciudades del país.

En general se puede concluir que las estimaciones muestran consistentemente resultados que exhiben diferenciales en favor de los hombres en la totalidad de las áreas metropolitanas incluidas, pues el signo del diferencial es positivo (Gráfico 1). En este gráfico se presenta no sólo la brecha salarial calculada para cada ciudad, dada por la magnitud de la barra, sino que además se incluyen los intervalos de confianza al 95% para dichos cálculos, graficados al final de cada una de las barras en forma de corchete. Esto nos permite hacer comparaciones entre ciudades, para evaluar si las brechas estimadas son significativamente diferentes entre sí. Por ejemplo, de la comparación de las barras pareciera que el diferencial total es mayor en Cúcuta que en Pasto; sin embargo, al comparar los intervalos de confianza se concluye que dichos diferenciales son estadísticamente equivalentes.

GRÁFICO 1. COMPARACIÓN POR CIUDADES DE LA DESCOMPOSICIÓN DE LA BRECHA SALARIAL TOTAL, 2009

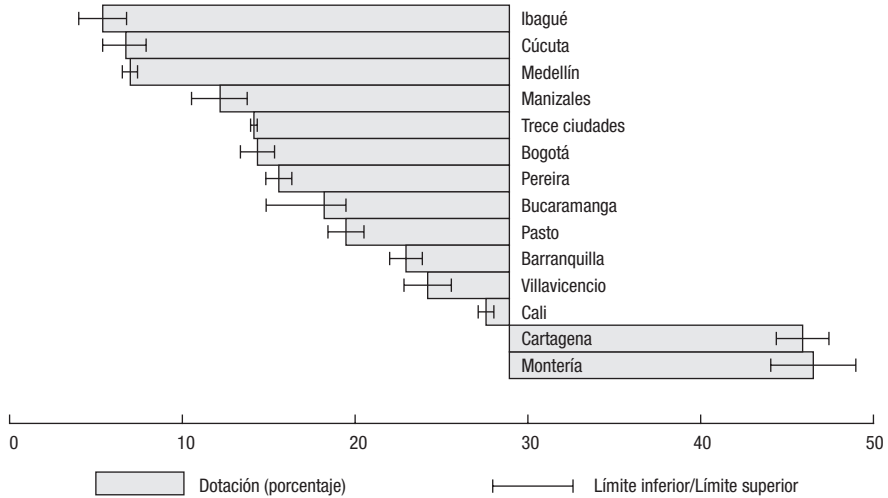


Nota: las barras grises representan la brecha total calculada como la diferencia del logaritmo de los salarios, y las líneas en forma de corchete representan los intervalos de confianza para dichas brechas.
Fuente: elaboración del autor con base en DANE (GEIH).

Analizando los resultados según ciudades, los diferenciales son menores en Pereira, Medellín, Bogotá y Manizales, en su orden. Un resultado similar fue encontrado por Bernat (2005) en relación con Bogotá y Medellín. Estas cuatro primeras ciudades presentan diferenciales que están por debajo del promedio de las trece principales ciudades del país (Gráfico 1). Las ciudades con mayor grado de diferenciales salariales son Pasto, Cúcuta, Montería y Cartagena, en su orden. Estas dos últimas ciudades mantienen altas brechas salariales, a pesar de que estudios previos mostraron que allí se reducía la brecha (Bernat, 2009).

La descomposición por ciudades también muestra que en todas, con excepción de Cartagena y Montería, el efecto dotación es negativo. Este resultado sugiere que si las mujeres obtuvieran la remuneración de los hombres, dado que los atributos asociados con el capital humano son mayores para las mujeres, en especial la educación, su salario debería estar por encima del de los hombres, de tal manera que el diferencial de salarios ($w_m - w_f$) fuese negativo. Con respecto a Cartagena y Montería los resultados indican que, en términos de los atributos que están asociados con una mayor productividad, allí las mujeres están menos dotadas que los hombres (Gráfico 2).

GRÁFICO 2. COMPARACIÓN POR CIUDADES DEL EFECTO DOTACIÓN, 2009



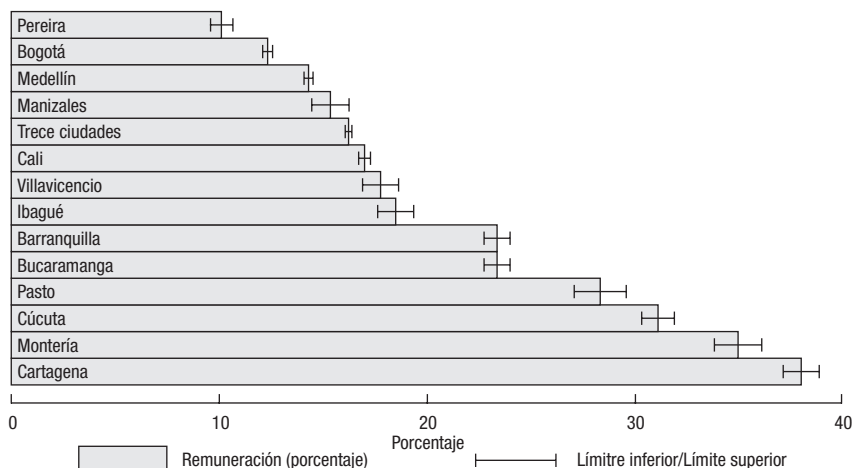
Nota: las barras grises representan la brecha calculada como diferencia del logaritmo de los salarios, y las líneas en forma de corchete representan los intervalos de confianza para dichas brechas.
 Fuente: elaboración del autor con base en DANE (GEIH).

Finalmente, el efecto remuneración, o la brecha de salarios que se puede atribuir a diferentes remuneraciones al capital humano de los hombres frente a las mujeres, es en todos los casos positivo. De esta manera, lo que sugiere este análisis es que la brecha salarial positiva se debe básicamente al signo del componente del diferencial en las remuneraciones. Así mismo, si se analiza el aporte de este componente al diferencial total, se concluye que en todos los casos es éste el que importa más en las cifras obtenidas para la brecha salarial total entre hombres y mujeres. Considerando que este componente refleja, en parte, la posible discriminación por género en el mercado laboral, es importante que se le dé la debida atención a resultados como éste, pues señalan que existen inequidades en el mercado laboral que perjudican a las mujeres (Gráfico 3).

El efecto remuneración, que nos indica los diferenciales por género asociados con distintos retornos de los atributos de los individuos, muestra un patrón interesante. En primer lugar sólo cuatro ciudades están por debajo del promedio nacional en este componente: Pereira, Bogotá, Medellín y Manizales. La simple comparación de los patrones regionales sugiere que las ciudades que están más articuladas al centro de la actividad económica del país son las que menores diferenciales salariales muestran en términos del efecto remuneración. Por ejemplo, Barranquilla, Bucaramanga, Pasto, Cúcuta, Montería y Cartagena presentan cifras por encima del 20% en el efecto remuneración.

Nuevamente la situación de Montería y Cartagena sorprende por tener las cifras más elevadas en términos de los diferenciales de salario, tanto en el total, como en su descomposición en los efectos dotación y remuneración.

GRÁFICO 3. COMPARACIÓN POR CIUDADES DEL EFECTO REMUNERACIÓN, 2009



Nota: las barras grises representan la brecha calculada como la diferencia del logaritmo de los salarios, y las líneas de corchete representan los intervalos de confianza para dichas brechas.

Fuente: elaboración del autor con base en DANE (GEIH).

V. RESULTADOS POR CUANTILES DE LA DISTRIBUCIÓN DE SALARIOS

A. ANÁLISIS AGREGADO PARA LAS TRECE PRINCIPALES CIUDADES

Para estudiar la distribución de salarios y evaluar si las brechas salariales cambian de acuerdo con el segmento de la distribución de los ingresos que se esté considerando, se emplean las regresiones por cuantiles.

La primera parte del ejercicio muestra los resultados de las estimaciones por cuantiles para introducir las variaciones que se presentan al emplear la regresión por cuantiles. En el Cuadro 4 se resumen los resultados de las estimaciones para los percentiles 1, 10, 25, 50, 75, 90 y 99; así mismo, se presentan los resultados de la estimación por mínimos cuadrados ordinarios (MCO).

Como se puede observar, la gran mayoría de coeficientes cambian según cuantil; esto es, la respuesta de la variable dependiente a cambios en las independientes no es constante en los diferentes cuantiles de la distribución de salarios. Por ejemplo, lo que se denominan los retornos de la educación tienen un comportamiento en forma de *U* y crecen monótonicamente a medida que se comparan con niveles de

educación mayores. De la misma manera, el coeficiente de la variable que identifica al género (hombres = 1) es de 0,20 para el percentil 1, se reduce hasta el percentil 25 y de ahí en adelante aumenta sostenidamente hasta el percentil 90.

CUADRO 4. REGRESIÓN POR CUANTILES DE LOS SALARIOS EN LAS TRECE PRINCIPALES CIUDADES, 2009

DEPENDIENTE: LOG(SALARIO POR HORA)	CUANTIL 0,01	CUANTIL 0,1	CUANTIL 0,25	CUANTIL 0,5	CUANTIL 0,75	CUANTIL 0,9	CUANTIL 0,99	MCO
Hombre = 1	0,101***	0,201***	0,026**	0,040***	0,078***	0,142***	0,188***	0,113***
Barranquilla	-0,180***	-0,130*	-0,118***	-0,135***	-0,123***	-0,174***	-0,226***	-0,160***
Bucaramanga	-0,046***	0,041	-0,023	-0,027**	-0,024**	-0,027*	-0,059***	-0,036
Manizales	-0,141***	-0,300***	-0,148***	-0,138***	-0,104***	-0,128***	-0,156***	-0,118**
Medellín	-0,037***	-0,044	-0,007	-0,012	-0,023***	-0,048***	-0,064***	-0,147***
Cali	-0,034***	-0,184**	-0,042**	-0,033***	-0,007	-0,012	-0,031*	-0,071
Pasto	-0,296***	-0,382***	-0,415***	-0,336***	-0,265***	-0,234***	-0,267***	-0,238***
Cartagena	-0,205***	-0,112	-0,168***	-0,172***	-0,135***	-0,171***	-0,232***	-0,213***
Montería	-0,206***	-0,342***	-0,309***	-0,258***	-0,148***	-0,144***	-0,148***	-0,220***
Villavicencio	-0,053**	-0,144*	-0,089***	-0,092***	-0,021*	-0,009	-0,028	-0,042
Cúcuta	-0,168***	-0,165*	-0,189***	-0,188***	-0,130***	-0,143***	-0,168***	-0,238***
Pereira	-0,108***	0,06	-0,042**	-0,073***	-0,070***	-0,108***	-0,186***	-0,270***
Ibagué	-0,181***	-0,325***	-0,208***	-0,184***	-0,127***	-0,138***	-0,176***	-0,170***
edad	0,031***	0,064**	0,015**	0,021***	0,015***	0,026***	0,028***	0,058***
edad2	-0,304***	-0,744**	-0,154*	-0,219***	-0,123***	-0,237***	-0,234**	-0,580**
Primaria	0,070***	0,196*	0,086***	0,081***	0,052***	0,037*	0,049	0,135*
Secundaria	0,235***	0,479***	0,259***	0,206***	0,156***	0,208***	0,252***	0,444***
Superior	0,891***	0,911***	0,574***	0,559***	0,736***	1,081***	1,363***	1,608***
Casado	-0,079***	-0,035	-0,046***	-0,041***	-0,042***	-0,082***	-0,119***	-0,161***
Gobierno	0,457***	0,551***	0,494***	0,540***	0,530***	0,448***	0,385***	0,164***
Doméstico	-0,421***	-0,419***	-0,577***	-0,534***	-0,404***	-0,265***	-0,254***	-0,468***
Minería	0,522***	0,23	0,194*	0,333***	0,617***	0,713***	0,588***	0,291*
Industria	-0,03	-0,222	-0,096**	-0,012	0,013	0,055	0,033	-0,119**
Servicios	-0,056**	-0,253*	-0,165***	-0,057**	-0,012	0,041	0,013	-0,092**
Trimestre 1	0,039***	0,048	0,026*	0,050***	0,045***	0,044***	0,045**	0,048
Trimestre 2	-0,011	-0,01	-0,023	-0,013	-0,015*	0	0,004	-0,057
Trimestre 3	0,007	-0,087	-0,022	0,007	0,013*	0,017	0,026	-0,034
Constante	6,938***	5,195***	7,027***	7,056***	7,270***	7,117***	7,286***	7,308***
Pseudo-R2	0,16	0,21	0,19	0,26	0,34	0,37	0,33	0,45

Nota: * p<0,05; ** p<0,01; *** p<0,001. N = 51.898. Primaria, secundaria y superior son variables binarias que indican el nivel educativo. Gobierno es una variable binaria igual a uno para los que trabajan en el gobierno. Doméstico hace referencia a los trabajadores domésticos, que en este caso agregan empleadas domésticas y jornaleros. Minería, industria y servicios son variables binarias para identificar el sector económico donde labora el individuo.

Fuente: cálculos del autor.

Por ejemplo, los resultados de la regresión para el percentil 50 indicarían que los hombres ganan en promedio cerca de un 4% más que las mujeres, y que en el percentil 90 de la distribución de salarios ese diferencial se amplía al 18%

aproximadamente. Al comparar estas cifras con los resultados de la última columna del Cuadro 4, que reporta las estimaciones por MCO, podemos apreciar las grandes diferencias que se encuentran según la comparación de una sola medida promedio y la que se obtiene analizando diferentes puntos de la distribución. Lo que se observa es que los resultados obtenidos por MCO se acercan a los de la regresión por cuantiles para el caso del percentil 50.

Otro resultado que consistentemente se observa en todos los percentiles evaluados de la distribución, es que el diferencial de salarios de las áreas metropolitanas incluidas en la regresión, comparadas con Bogotá, es negativo. Este resultado no sorprende, pues lo que nos indica es que, en promedio, en la ciudad de Bogotá se pagan los salarios más altos en relación con el resto de áreas metropolitanas⁹.

Realizando el mismo ejercicio de la regresión por cuantiles, pero incluyendo los regresores que interactúan con una *dummy* de género, se encuentra que para todos los casos las variables son conjuntamente significativas. Ello sugiere que es posible hacer las estimaciones por separado para los hombres y mujeres, lo cual, en efecto, es lo que se hace con la descomposición de los diferenciales salariales por el método de Machado y Mata. Comparando los resultados de la estimación para ambos grupos, se encuentra que los retornos de la educación son mayores para los hombres; esto es, las remuneraciones al capital humano pueden estar ayudando a explicar la brecha salarial existente, lo cual se podría traducir en que el “efecto remuneración” sea positivo en favor de los hombres.

No obstante los anteriores resultados, el ejercicio que nos interesa es la descomposición de la brecha salarial para indagar por los factores que están detrás del comportamiento de esos diferenciales, si es debido a disparidades en la dotación de atributos que mejoran la productividad, o si se puede atribuir a diferencias en la remuneración.

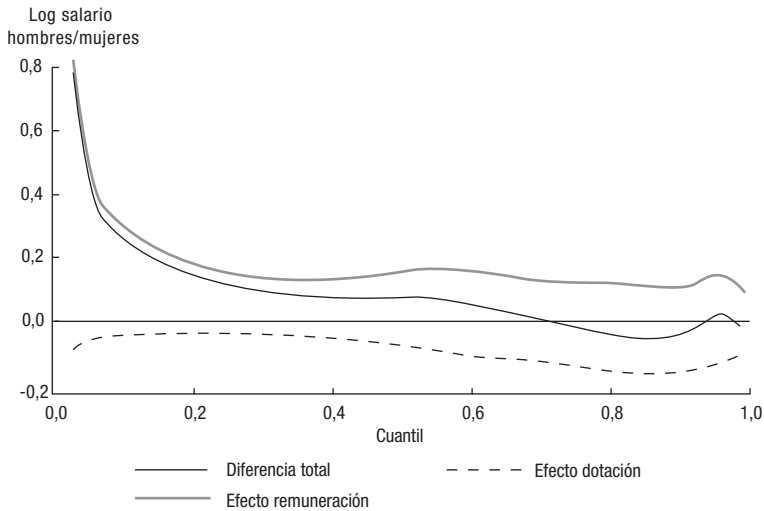
La descomposición se lleva a cabo siguiendo el procedimiento de Machado y Mata para los percentiles 1 hasta el 99, en incrementos de 1. La inferencia se ejecutó por medio de métodos de remuestreo (*bootstrapping*) para generar los errores estándar de las distribuciones contrafactuales simuladas siguiendo la formulación presentada en la ecuación (12). Los controles utilizados en las estimaciones por cuantiles corresponden a los que se emplean en los cuadros presentados en los anexos 3 y 4.

En el caso de las trece ciudades agregadas, según se puede observar en el Gráfico 4, el comportamiento que describe la brecha salarial tiene mayor preponderancia en la cola inferior de la distribución. Otra característica sobresaliente

⁹ Excepciones a esta regla se encuentran en Bucaramanga y Pereira, pero sólo en el primer cuantil, aunque dicho coeficiente no es estadísticamente significativo.

de los diferenciales salariales por género es que esos están determinados básicamente por el comportamiento de los percentiles más bajos de la distribución, reduciéndose paulatinamente en la medida en que se avanza hacia los superiores. De hecho, hacia el centro de la distribución se muestran brechas que están cerca de cero¹⁰, especialmente a partir del percentil 60.

GRÁFICO 4. DESCOMPOSICIÓN DE LAS BRECHAS SALARIALES SEGÚN LOS CUANTILES DE LA DISTRIBUCIÓN, TOTAL TRECE CIUDADES, 2009



Fuente: cálculos del autor.

Cabe anotar que, en la distribución de salarios, el salario mínimo está ubicado en el percentil 37, que está próximo al punto en el cual la reducción en los diferenciales salariales ya no es tan profunda. De hecho, para el segmento de la población considerada en este estudio, que es básicamente asalariados, pareciera que el salario mínimo representa un punto de quiebre que distingue un grupo donde las brechas salariales son amplias y otro donde no lo son. En otras palabras, el salario mínimo representa para los estratos bajos de ingreso un elemento que media en la reducción de las brechas salariales por género.

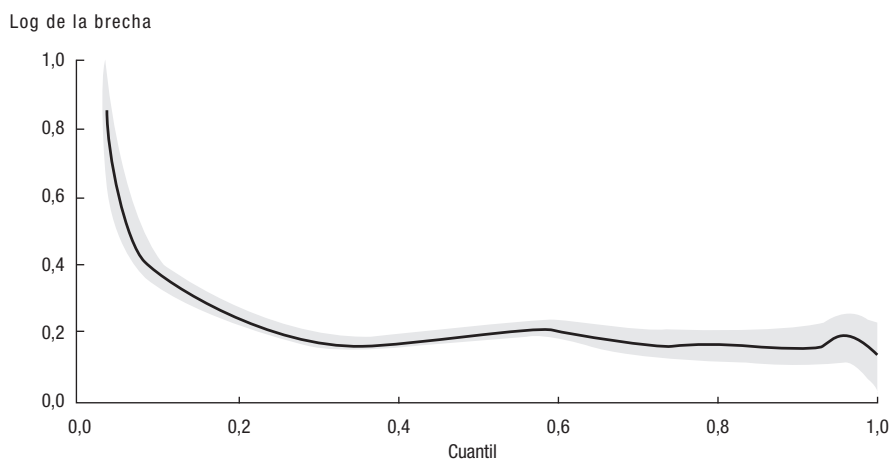
En el Gráfico 4 también se puede observar que el efecto dotación es negativo en todos los casos. Este resultado es consistente con la descomposición de BO

¹⁰ Si se evalúan los intervalos de confianza para la brecha total, a partir del percentil 60 dichos diferenciales son estadísticamente iguales a cero. En aras de obtener más claridad en la presentación del comportamiento de los efectos no se incluyeron en los gráficos.

para los modelos hedónicos simples. En este caso la conclusión que se deriva de este resultado es que las mujeres, de acuerdo con la dotación de factores que mejoran su productividad, deberían mantener un diferencial de salarios en favor y no en contra, como se observa en gran parte de la distribución de salarios.

Finalmente, el efecto remuneración es el que más importancia tiene en la descomposición de las brechas salariales, pues en todos los percentiles éste compensa el efecto negativo del componente de dotación, sobrepasando la brecha total, y dando como resultado que en gran parte de la distribución el diferencial salarial sea en favor de los hombres. En el Gráfico 5 se muestra el intervalo de confianza del componente de remuneración, obtenido en los ejercicios de remuestreo o *bootstrapping*. Este efecto es significativamente diferente de cero en todos los percentiles de la distribución. Además de este resultado, el componente de remuneración muestra que a partir del percentil 40 aproximadamente, el comportamiento de este componente es relativamente constante. Esto quiere decir que a partir de dicho percentil, aunque existe un efecto remuneración positivo mostrando que los hombres ganan más debido a ese componente, esa mayor remuneración no es creciente a medida que nos acercamos a los percentiles altos.

GRÁFICO 5. BRECHA SALARIAL EN TRECE CIUDADES ATRIBUIDA AL EFECTO REMUNERACIÓN, 2009



Nota: el área gris representa el intervalo de confianza al 95% del efecto remuneración.
Fuente: cálculos del autor.

B. ANÁLISIS DE LA DISTRIBUCIÓN DE LAS BRECHAS SALARIALES DE GÉNERO POR CIUDADES

De acuerdo con los anteriores resultados se podría afirmar que el comportamiento de los diferenciales salariales no es constante a lo largo de la distribución de salarios, en tanto que éstos parecen tener mayor importancia en el grupo de ingresos bajos. Esta tendencia se replica consistentemente en todas las ciudades (Gráfico 6).

El análisis por ciudades revela otra serie de patrones que de alguna manera permanecen “ocultos” cuando se estudia el promedio agregado de las áreas metropolitanas. Lo primero que hay que resaltar de los resultados presentados en el Gráfico 6, es que llevar a cabo la descomposición teniendo en cuenta los cuantiles de la distribución tiene más relevancia que hacerlo sólo estimando los promedios, tales como los que se obtendrían por MCO, pues los resultados varían profundamente a lo largo de los cuantiles.

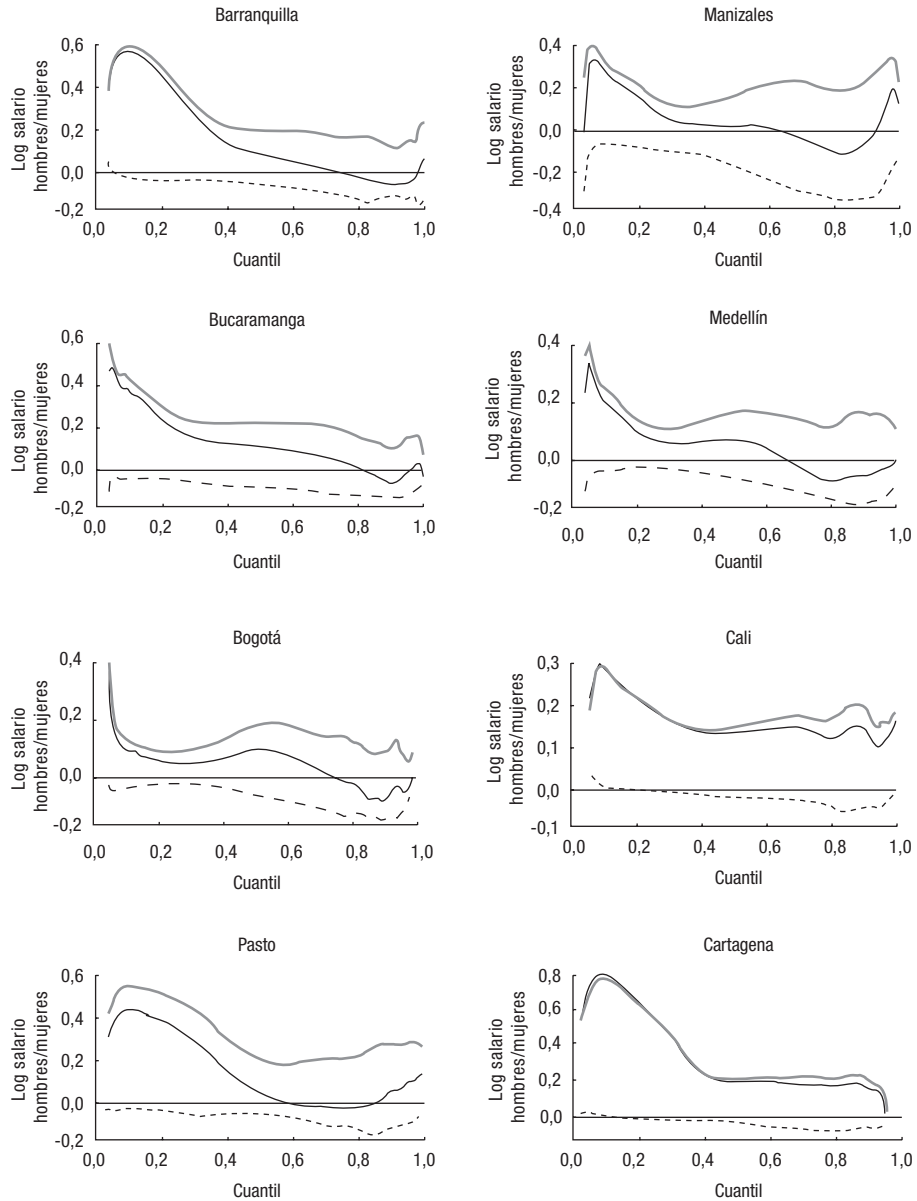
Nuevamente se encuentra la preponderancia de los estratos de ingreso bajos en la determinación de la forma de las curvas de la descomposición. En este sentido, cabe anotar que en ciudades como Cartagena, Montería, Barranquilla, Cúcuta, Ibagué y Pasto las brechas son más pronunciadas que en el resto de las ciudades.

Así mismo, en ciudades como Cali, Manizales y Villavicencio el diferencial es también importante en los estratos altos de la distribución de salarios.

Por otro lado, al observar la descomposición de la brecha salarial por género, se encuentra que, nuevamente, como lo mostró la metodología de BO por mínimos cuadrados, el efecto dotación es negativo. Este resultado se mantiene con contadas excepciones en todos los cuantiles de la distribución y en todas las ciudades. Ello sugiere que tanto para estratos bajos de ingresos, como para los altos, las mujeres deberían recibir una compensación más alta que los hombres, dadas sus características o su dotación de atributos para la productividad.

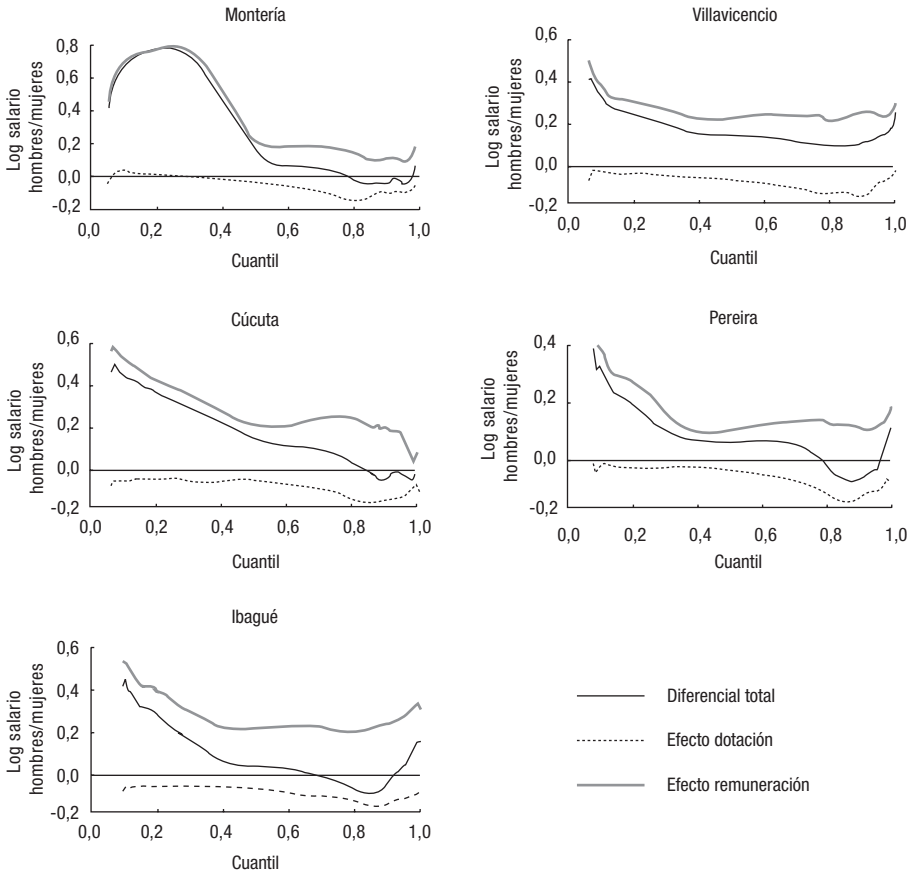
También se muestra en la descomposición que el efecto remuneración es positivo, en favor de los hombres en su totalidad, siendo más importante en los estratos bajos de ingreso. Dado que este efecto surge una vez se tienen en cuenta los atributos observados, la posible discriminación por género estaría presente en este componente. Con ello, lo que se concluye es que, si existe discriminación por género, ésta se hace más evidente en los estratos bajos de la distribución de salarios. Así mismo, ésta es más notoria en ciudades periféricas como las de la costa Caribe, y en Pasto (en la costa Pacífica). No se puede afirmar lo mismo de ciudades del centro de la actividad económica en el país como Bogotá, Cali, Medellín o Bucaramanga, o las otras ciudades del eje cafetero, como Manizales y Pereira.

GRÁFICO 6. DESCOMPOSICIÓN DE LAS BRECHAS SALARIALES POR CIUDADES SEGÚN LOS CUANTILES DE DISTRIBUCIÓN, 2009



(Continúa)

GRÁFICO 6. DESCOMPOSICIÓN DE LAS BRECHAS SALARIALES POR CIUDADES SEGÚN LOS CUANTILES DE DISTRIBUCIÓN, 2009 (continuación)

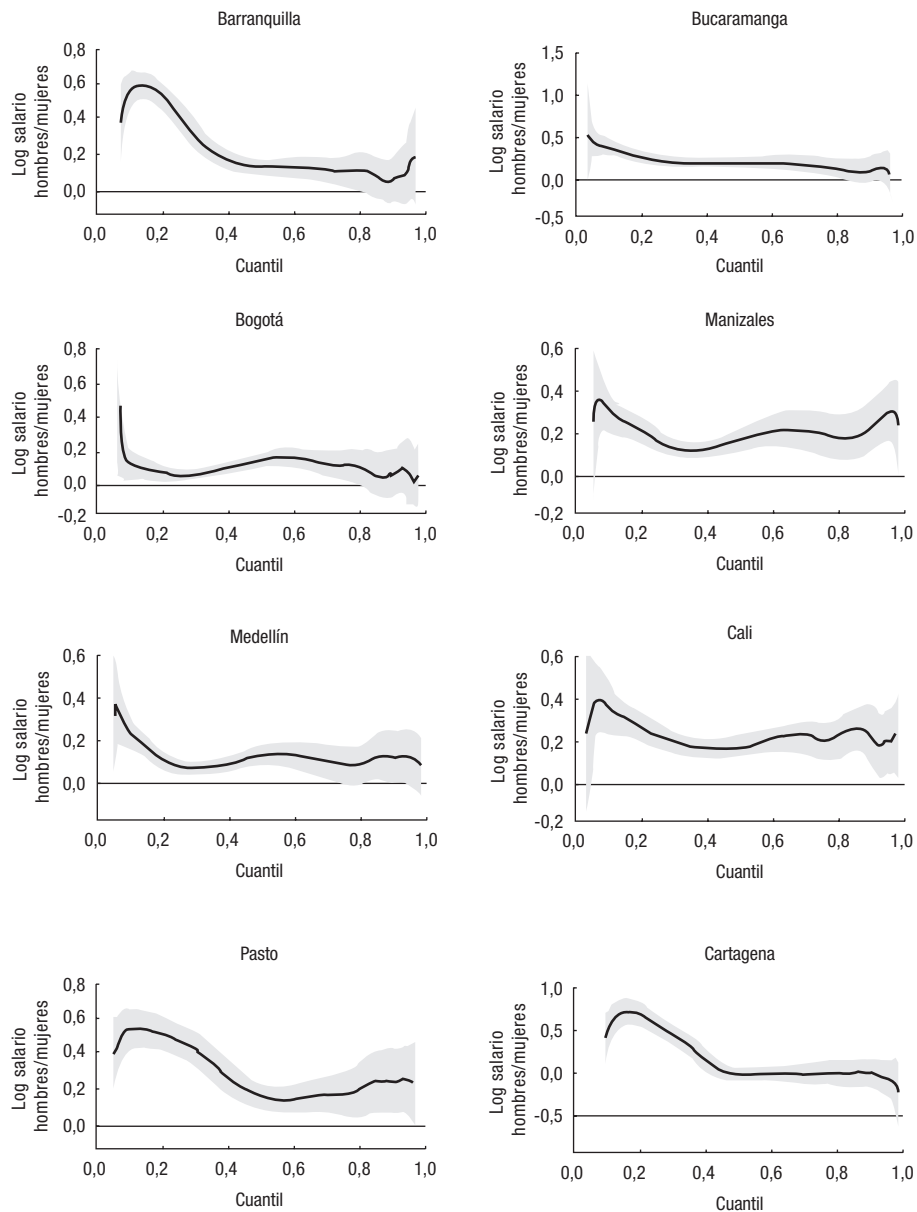


Nota: los gráficos no están representados en la misma escala.
Fuente: cálculos del autor.

Los intervalos de confianza al 95% obtenidos en los ejercicios de remuestreo son presentados para el componente de remuneración en el Gráfico 7. Este efecto es significativamente diferente de cero en todos los percentiles de la distribución, excepto para ciudades como Barranquilla, Bucaramanga, Bogotá, Montería y Pereira, que hacia el final de la distribución incluyen el valor cero en el intervalo y son, por ello, estadísticamente no significativos en los cuantiles superiores. No obstante lo anterior, hay que anotar que este efecto resulta de la diferencia de los salarios de las mujeres si fueran remuneradas con los salarios de los hombres y los salarios que efectivamente reciben, pues es claro que este

efecto representa una diferencia significativa en la remuneración que deberían recibir las mujeres, dada por esta relación contrafactual.

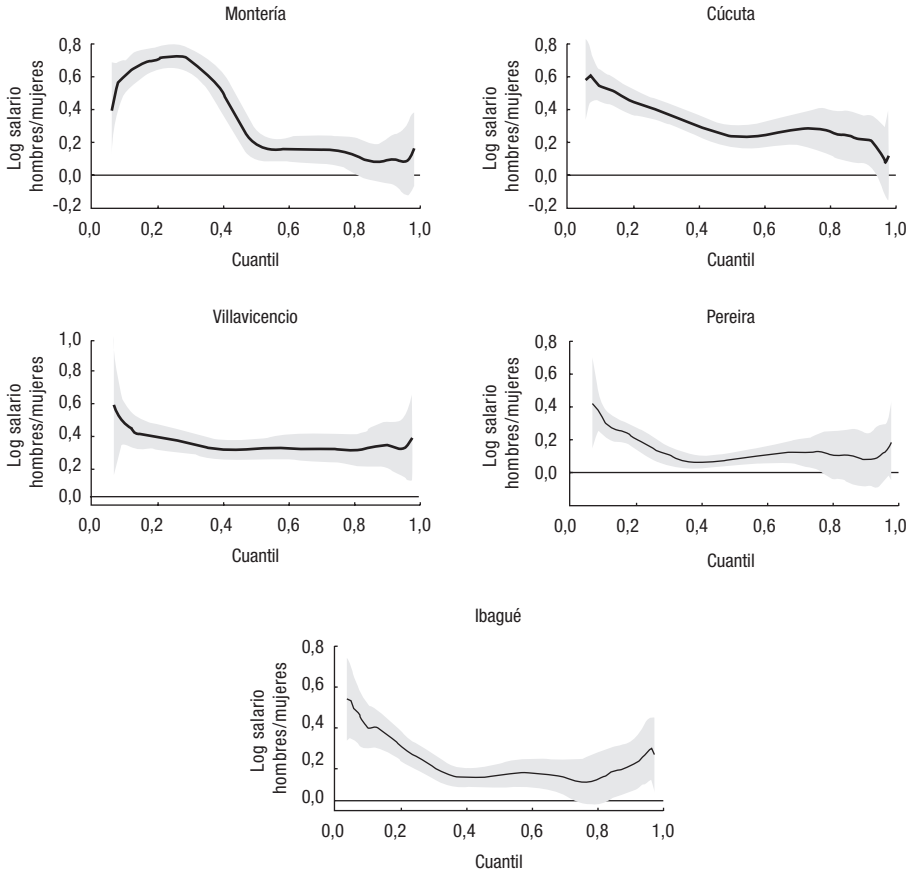
GRÁFICO 7. BRECHA SALARIAL ATRIBUIDA AL EFECTO REMUNERACIÓN POR CUANTILES SEGÚN CIUDADES, 2009



(Continúa)

GRÁFICO 7. BRECHA SALARIAL ATRIBUIDA AL EFECTO REMUNERACIÓN POR CUANTILES SEGÚN CIUDADES, 2009

(continuación)



Nota: el área gris representa el intervalo de confianza al 95% del efecto remuneración. Los gráficos no están presentados en la misma escala. Fuente: cálculos del autor.

Cabe resaltar que el efecto remuneración en ciudades como Barranquilla, Manizales, Villavicencio y Pereira tiende a aumentar hacia el final de la distribución. Este comportamiento, al ser imitado por el diferencial total, se constituye en lo que se conoce como el efecto “techo de cristal”. En los resultados mostrados en este estudio no se observa tal efecto, pues en los casos donde las brechas salariales son más altas en la parte superior de la distribución, dicho efecto no es significativo.

También es probable que cuando se eliminaron los puntos atípicos se haya “censurado” el efecto del techo de cristal; sin embargo, en la parte superior de la distribución de salarios sólo se eliminó el 0,5% de las observaciones, y sería

dudoso que los resultados del ejercicio estuvieran guiados principalmente por esa mínima porción de la distribución de salarios. Concentrarnos en la parte inferior de la distribución nos permite obtener conclusiones para una mayor fracción de la población afectada por la posible discriminación en el mercado laboral. En efecto, para esa porción de la mano de obra que se ubica en la parte inferior de la distribución, se muestran resultados que son estadísticamente significativos, a juzgar por los intervalos de confianza expuestos en el Gráfico 7.

Nótese que el comportamiento de los diferenciales salariales totales sigue una tendencia a ser más pronunciado al inicio, reduciéndose paulatinamente al acercarse a la mediana de la distribución. Esa caída se observa también en el promedio de las trece ciudades, y para cada una de éstas, igualmente, se presenta un quiebre en la tendencia, a partir del cual los diferenciales se mantienen, o son estadísticamente no significativos. Ese punto de quiebre no coincide en todas las ciudades pues, por ejemplo, en el caso de Montería está cerca a la mediana y en el de Ibagué está cerca al percentil 40, lo mismo que en Cartagena.

Al calcular la distribución acumulada de los salarios para cada ciudad y compararla con el cuantil que representa el salario mínimo, se encuentra una coincidencia bastante interesante. En el Cuadro 5 se muestra para cada una de las principales ciudades el cuantil en el cual se ubica el salario mínimo por hora, de acuerdo con la distribución de salarios de cada ciudad.

CUADRO 5. CUANTIL REPRESENTADO POR EL SALARIO MÍNIMO EN LA DISTRIBUCIÓN DE SALARIOS POR CIUDADES, 2009

Ciudad	Cuantil
Barranquilla	0,40
Bucaramanga	0,32
Bogotá	0,33
Manizales	0,41
Medellín	0,37
Cali	0,37
Pasto	0,51
Cartagena	0,42
Montería	0,52
Villavicencio	0,40
Cúcuta	0,54
Pereira	0,42
Ibagué	0,42
Trece ciudades	0,37

Fuente: cálculos del autor con base en GEIH.

Si se comparan dichos valores con los puntos de quiebre en los gráficos de la brecha salarial, se puede notar que éstos tienen una coincidencia casi perfecta; con lo cual, de nuevo dicho resultado parece sugerir que el salario mínimo representa ese punto de quiebre, antes del cual los diferenciales salariales son más pronunciados. En otras palabras, la discriminación por género que posiblemente exista en el mercado laboral colombiano es más evidente en los rangos de salarios bajos. Se destacan Bogotá, Bucaramanga, Medellín y Cali como las ciudades donde ese punto de quiebre es menor, en relación con el resto.

Posiblemente este resultado está asociado con que en esos rangos, aunque se esté tratando solamente con asalariados (es decir, excluyendo trabajadores por cuenta propia), el mercado laboral esté concentrado en el sector informal¹¹. En efecto, ciudades como Medellín, Bogotá, Manizales, Pereira y Cali son las que muestran una mayor participación en el sector formal del mercado laboral (García, 2008). Montería, por ejemplo, a inicios de la década de 2000 presentaba la mayor participación de la informalidad en el mercado laboral, seguido de cerca por Cúcuta, Pasto, Villavicencio, Ibagué y Cartagena (DANE, 2004).

VI. CONCLUSIONES

La existencia de brechas salariales por género es un fenómeno que, al igual que en muchos otros países, está presente en el mercado laboral colombiano. Esas brechas no son homogéneas en todo el territorio y ello justifica un análisis detallado de lo que ocurre en cada una de las ciudades del país, cosa que no había sido explorada en detalle en estudios previos.

Los resultados son consistentes en mostrar diferenciales de salarios positivos en favor de los hombres. Esto no puede ser atribuido completamente a la existencia de discriminación, por cuanto existen factores que pueden explicar parte de la brecha salarial. Para ello, en el presente estudio se empleó la descomposición de BO. Los resultados de la aplicación de tal metodología sugieren que las brechas salariales no están explicadas principalmente por los atributos observables de los individuos, pues en su mayoría se deben al efecto de diferencias en la remuneración a los atributos y a elementos no observados, que se agregan en el efecto remuneración. Ello implica la posible existencia de discriminación por género, por lo cual es importante que se le dé la debida atención a este resultado.

Al efectuar el análisis de los resultados de la descomposición de BO para el caso colombiano, el patrón que emerge de la comparación entre ciudades refleja

¹¹ Dentro de los trabajadores informales se cuentan asalariados como las empleadas domésticas, y los trabajadores y patronos de empresas de menos de diez empleados.

la centralidad del mercado laboral regional. De esta manera, las ciudades que muestran menores desigualdades de género están en el centro de la actividad económica del país. Así mismo, ciudades como Barranquilla, Bucaramanga, Ibagué, Pasto, Montería, Cúcuta y Cartagena, que en general pueden caracterizarse como periféricas, son precisamente aquellas zonas en donde las desigualdades de género son mayores.

Aunque es recurrente encontrar en la literatura de economía laboral que en Colombia las mujeres han aumentado su participación laboral y han obtenido, en promedio, mayores niveles de educación que los hombres, la remuneración obtenida por ellas no es consecuente con esa mayor presencia del género femenino en el mercado laboral.

Cuando se efectúa el análisis con base en las regresiones por cuantiles, se encuentran detalles interesantes. En primer lugar, las brechas salariales parecen tener mayor importancia en el grupo de ingresos bajos, especialmente en las ciudades pequeñas o apartadas del centro del país.

También se encuentra que, tanto para el promedio nacional como para las ciudades por separado, el salario mínimo representa un punto de quiebre a partir del cual las brechas de salarios por género tienden a reducirse. Este resultado es importante porque en gran parte de las ciudades las mayores brechas salariales se encuentran en grupos de individuos cuyo salario está por debajo del salario mínimo. Con ello, una legislación que haga cumplir que cada empleado por lo menos reciba una remuneración equivalente al salario mínimo por hora, puede ser útil para reducir las brechas salariales por género.

Finalmente, hay que anotar que aún existen problemas asociados con la estimación de los modelos basados en el método de BO, pues éstos adolecen de problemas de medición y sesgo por la omisión de variables relevantes que no son observadas. Estos elementos, de igual manera, pueden afectar la distribución de salarios, por lo cual, no necesariamente el efecto remuneración es atribuible por completo a la existencia de prácticas discriminatorias por parte de los empleadores. Dentro de esos elementos no observados se cuentan las habilidades innatas de los individuos, la calidad de la educación, la motivación que incide en la decisión de participar exitosamente en el mercado de trabajo, entre otros. No está claro si estos elementos afectan homogéneamente tanto a hombres como a mujeres, de tal manera que en promedio las brechas salariales podrían ser las mismas aún si se tuvieran variables que midieran dichos atributos.

REFERENCIAS

- Abadía, Luz Karime (2005). “Discriminación salarial por sexo en Colombia: un análisis desde la discriminación estadística”, *Documentos de Economía*, núm. 17, Pontificia Universidad Javeriana.
- Albrecht, James; Van Vuuren, Aico; Vroman, Susan (2009). “Counterfactual Distributions with Sample Selection Adjustments: Econometric Theory and an Application to the Netherlands”, *Labour Economics*, Elsevier, vol. 16, núm. 4, pp. 383-396, agosto.
- Ángel-Urdinola, Diego; Wodon, Quentin (2006). “The Gender Wage Gap and Poverty in Colombia”, *Labour*, núm. 20, pp. 721-739.
- Arrow, K. J. (1972). “Models of Job Discrimination”, en: Anthony Pascal (editor). *Racial Discrimination in Economic Life*. Massachusetts: Lexington books.
- Ashenfelter, O.; Oaxaca, R. (1987). “The Economics of Discrimination: Economists Enter the Courtroom”, *American Economic Review*, vol. 77, núm. 2, pp. 321-25.
- Badel, Alejandro; Peña, Ximena (2009). “*Decomposing the Gender Wage Gap with Sample Selection Adjustment: Evidence from Colombia*”. Mimeo, Universidad de los Andes, Bogotá.
- Baquero, Jairo.(2001). “Estimación de la discriminación salarial por género para los trabajadores asalariados urbanos de Colombia (1984-1999)”, *Borradores de Investigación*, núm. 13.
- Barón, Juan D.; Cobb-Clark, Deborah (2010). “Occupational Segregation and the Gender Wage Gap in Private- and Public-Sector Employment: A Distributional Analysis”, *Economic Record*, núm. 86, pp. 227-246.
- Becker, Gary Stanley (1971). “*The Economics of Discrimination*”, Chicago: University of Chicago Press.
- Bernat, Luisa (2005). “Análisis de género de las diferencias salariales en las siete principales áreas metropolitanas colombianas: ¿Evidencia de discriminación?”, *Documento PNUD*.
- Bernat, Luisa (2009). “*¿Quiénes son las mujeres discriminadas?: enfoque distributivo de las diferencias salariales por género*”. Borradores de economía y finanzas, Universidad ICESI.
- Blinder, Alan S (1973). “Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates”, *The Journal of Human Resources*, vol. 8, núm. 4 otoño, pp. 436-455.
- DANE (2004). “Informalidad laboral en las trece principales áreas y ciudades colombianas, 2001- 2003 (abril-junio)”, *Documentos técnicos Sobre Mercado Laboral*, documento de la Dirección de Metodología y Producción Estadística.

- Duncan, G. M.; Leigh, D. E. (1980). "Wage Determination in the Union and Non-Union Sectors: A Sample Selectivity Approach", *Industrial and Labor Relations Review*, vol. 34, núm. 1, pp. 24-34.
- Fernández, María (2006). "Determinantes del diferencial salarial por género en Colombia, 1997-2003", *Revista Desarrollo y Sociedad*, vol. 58, núm. 2, pp. 165-208.
- Galvis, L. A. (2010). "Comportamiento de los salarios reales en Colombia: Un análisis de convergencia condicional, 1984-2009", *Documentos de trabajo sobre Economía Regional*, núm. 127, Banco de la República, Cartagena.
- García, Gustavo (2008). "Informalidad regional en Colombia: evidencia y determinantes", *Desarrollo y Sociedad*, primer semestre, pp. 43-86.
- Heckman, J. (1979). "Sample Selection Bias as a Specification Error", *Econometrica*, vol. 47, núm 1, pp. 153-162.
- Hoyos, Alejandro; Ñopo, Hugo; Peña, Ximena (2010). "The Persistent Gender Earnings Gap in Colombia, 1994-2006", *Documentos CEDE*, núm. 32, Universidad del los Andes.
- Koenker, Roger W.; Bassett, Gilbert Jr. (1978). "Regression Quantiles", *Econometrica*, vol. 46, núm. 1, pp. 33-50.
- Machado, J. A.; Mata, J. (2005). "Counterfactual Decomposition of Changes in Wage Distributions Using Quantile Regression", *Journal of Applied Econometrics*, vol. 20, núm. 4, pp. 445-465.
- Melly, B. (2005). "Decomposition of Differences in Distribution using Quantile Regression", *Labour Economics*, vol. 12, núm. 4, pp. 577-590.
- Melly, B. (2007). "Estimation of Counterfactual Distributions Using Quantile Regression", (mimeo), University of St. Gallen.
- Neuman, S.; Oaxaca, R. L. (2004). "Wage Decompositions with Selectivity-Corrected Wage Equations: A Methodological Note", *The Journal of Economic Inequality*, vol. 2, núm. 1, pp. 3-10.
- Observatorio Laboral para la Educación (2010). Foro: "Seguimiento a graduados y necesidades del sector productivo", junio 29 y 30 de 2010, Bogotá.
- Oaxaca, Ronald (1973). "Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets", *International Economic Review*, vol. 14, núm. 3 octubre, pp. 693-709.
- Phelps, Edmund S. (1972). "The Statistical Theory of Racism and Sexism", *American Economic Review*, núm. 62, pp. 659-61.
- Reimers, C. W. (1983). "Labor Market Discrimination against Hispanic and Black Men", *The Review of Economics and Statistics*, vol. 65, núm. 4, pp. 570-79.
- Romero P., Julio (2007). "¿Discriminación laboral o capital humano?: determinantes del ingreso laboral de los afrocartageneros", *Documentos de Trabajo sobre Economía Regional*, Banco de la República, Cartagena; publicado en este libro, pp. 121-163
- Tenjo, J.; Herrera, P. (2009). "Dos ensayos sobre discriminación: discriminación salarial y discriminación en acceso al empleo por origen étnico y por género",

Documentos de Economía, Pontificia Universidad Javeriana, núm. 17, Departamento de Economía.

- Tenjo, Jaime (1993). “1976-1989: cambios en los diferenciales salariales entre hombres y mujeres”, *Planeación & Desarrollo*, núm. 24, pp. 117-132.
- Tenjo, Jaime; Ribero, Rocío; Bernat Díaz, Luisa Fernanda (2006). “Evolución de las diferencias salariales de género en seis países de América Latina”, C. Piras (ed), *Mujeres y Trabajo en América Latina*, Washington, D.C.
- Weichselbaumer, D.; Winter-Ebmer, R. (2005). “A Meta-Analysis of the International Gender Wage Gap”, *Journal of Economic Surveys*, núm. 19, pp. 479-511.
- Yun, Myeong-Su (2009). “Wage Differentials, Discrimination and Inequality: A Cautionary Note on the Juhn, Murphy & Pierce Decomposition Method”, *Scottish Journal of Political Economy*, núm. 56, pp. 114-122.

ANEXOS

ANEXO 1. DESCOMPOSICIÓN DEL DIFERENCIAL SALARIAL PROMEDIO DE HOMBRES Y MUJERES

Variable	Media	Desviación estándar
Log (salario/hora)	8,02	0,65
Hombre = 1	0,54	0,50
Barranquilla	0,07	0,25
Bucaramanga	0,05	0,21
Manizales	0,02	0,14
Medellín	0,19	0,40
Cali	0,10	0,31
Pasto	0,01	0,11
Cartagena	0,03	0,17
Montería	0,01	0,11
Villavicencio	0,02	0,12
Cúcuta	0,03	0,16
Pereira	0,03	0,17
Ibagué	0,02	0,14
Edad	36,89	8,45
Primaria	0,11	0,31
Secundaria	0,47	0,50
Superior	0,36	0,48
Casado	0,57	0,49
Gobierno	0,08	0,27
Doméstico	0,07	0,25

N = 51.898

Fuente: cálculos del autor con base en DANE (GEIH).

ANEXO 2. DESCOMPOSICIÓN DEL DIFERENCIAL SALARIAL PROMEDIO DE HOMBRES Y MUJERES

ESPECIFICACIÓN	CIUDAD	SIN CORRECCIÓN POR SESGO DE SELECCIÓN				CON CORRECCIÓN POR SESGO DE SELECCIÓN			
		DIFERENCIAL	DOTACIÓN	REMUNERACIÓN	RESIDUAL	DIFERENCIAL	DOTACIÓN	REMUNERACIÓN	RESIDUAL
1	Trece ciudades	10,02	-8,45	17,01	1,45	-6,31	-14,34	-0,37	
2	Trece ciudades	10,02	-8,44	17	1,46	-8,77	31,18	2,05	
3	Trece ciudades	10,02	-7,86	16,24	1,64	-8,19	30,47	2,22	
1	Barranquilla	19,02	-6,89	23,74	2,17	-6,92	51,45	2,69	
2	Barranquilla	19,02	-6,7	23,69	2,03	-6,72	46,28	2,09	
3	Barranquilla	19,02	-3,17	23,26	-1,08	-3,2	46,17	-1,2	
1	Bucaramanga	18,26	-8,59	24,23	2,61	-8,75	40,06	2,59	
2	Bucaramanga	18,26	-8,4	23,88	2,78	-8,57	37,95	2,42	
3	Bucaramanga	18,26	-5,72	23,27	0,7	-5,88	37,13	0,31	
1	Bogotá	5,6	-7,76	12,78	0,58	-8,63	45,48	1,6	
2	Bogotá	5,6	-7,68	12,68	0,59	-8,42	40,59	1,4	
3	Bogotá	5,6	-7,8	12,31	1,08	-8,47	40,1	1,83	
1	Cali	9,97	-10,57	18,52	2,03	-12,37	59,84	3,97	
2	Cali	9,97	-10,54	18,38	2,13	-11,83	48,62	3,43	
3	Cali	9,97	-8,95	15,44	3,48	-10,22	45,99	4,67	
1	Manizales	5,27	-11,42	14,37	2,31	-12,53	33,92	3,74	
2	Manizales	5,27	-11,48	14,46	2,29	-12,5	29,64	3,64	
3	Manizales	5,27	-11,75	14,32	2,7	-12,76	29,49	4,04	
1	Medellín	16,63	-1,83	18,47	-0,01	-1,88	36,22	0,21	
2	Medellín	16,63	-1,95	18,81	-0,23	-2,1	33,19	0,34	
3	Medellín	16,63	-0,62	17,08	0,17	-0,77	31,58	0,68	
1	Pasto	21,66	-8,21	27,65	2,22	-8,46	62,55	2,29	
2	Pasto	21,66	-8,11	27,45	2,32	-8,27	57,91	1,77	
3	Pasto	21,66	-5,02	28,34	-1,66	-5,18	59,01	-2,42	
1	Cartagena	44,87	7,24	40	-2,37	4,93	-75,97	-0,39	
2	Cartagena	44,87	7,31	39,91	-2,35	4,62	-74,71	0,25	
3	Cartagena	44,87	9,17	37,95	-2,25	5,88	-75,94	0,94	
1	Montería	38,68	1,61	37,82	-0,76	1,59	37,53	-0,68	
2	Montería	38,68	1,59	37,87	-0,79	1,58	35,57	-0,75	

(Continúa)

ANEXO 2. DESCOMPOSICIÓN DEL DIFERENCIAL SALARIAL PROMEDIO DE HOMBRES Y MUJERES *(continuación)*

ESPECIFICACIÓN	CIUDAD	SIN CORRECCIÓN POR SESGO DE SELECCIÓN				CON CORRECCIÓN POR SESGO DE SELECCIÓN			
		DIFERENCIAL	DOTACIÓN	REMUNERACIÓN	RESIDUAL	DIFERENCIAL	DOTACIÓN	REMUNERACIÓN	RESIDUAL
3	Montería	38,68	9,59	34,93	-5,85	9,59	33,27	-5,82	
1	Villavicencio	14,68	-7,93	20,73	1,88	-7,76	33,29	2,16	
2	Villavicencio	14,68	-7,98	20,81	1,84	-8,09	38,89	2,51	
3	Villavicencio	14,68	-2,44	17,82	-0,71	-2,58	36,57	0,5	
1	Cúcuta	21,97	-13,54	31,36	4,15	-14,82	60,86	5,13	
2	Cúcuta	21,97	-13,61	31,54	4,04	-14,88	57,07	5,41	
3	Cúcuta	21,97	-11,84	31,18	2,63	-13,09	56,32	4,07	
1	Pereira	3,29	-8,9	10,3	1,89	-10,29	36,58	3,47	
2	Pereira	3,29	-8,93	10,46	1,77	-10,32	33,16	3,46	
3	Pereira	3,29	-7,12	10,11	0,3	-8,45	34,54	1,86	
1	Ibagué	10,74	-12,16	19,8	3,1	-12,44	31,94	3,45	
2	Ibagué	10,74	-12,04	19,51	3,28	-12,23	27,76	3,45	
3	Ibagué	10,74	-12,58	18,54	4,78	-12,76	26,89	4,96	

Fuente: cálculos del autor con base en DANE (GEIH).

ANEXO 3. REGRESIÓN POR CUANTILES DE LOS SALARIOS DE LAS MUJERES EN LAS TRECE PRINCIPALES CIUDADES, 2009

DEPENDIENTE: LOG(SALARIO POR HORA)	CUANTIL 0,01	CUANTIL 0,1	CUANTIL 0,25	CUANTIL 0,5	CUANTIL 0,75	CUANTIL 0,9	CUANTIL 0,99	MCO
Barranquilla	-0,081	-0,204***	-0,209***	-0,167***	-0,190***	-0,218***	-0,229***	-0,229***
Bucaramanga	0,055	-0,070***	-0,087***	-0,069***	-0,084***	-0,113***	-0,1	-0,104***
Manizales	-0,204	-0,192***	-0,195***	-0,101***	-0,156***	-0,165***	-0,177**	-0,180***
Medellín	0	-0,031	-0,018	-0,022**	-0,074***	-0,070***	-0,151**	-0,047***
Cali	-0,11	-0,086***	-0,058***	-0,017	-0,034*	-0,037*	-0,062	-0,060***
Pasto	-0,393**	-0,500***	-0,398***	-0,319***	-0,256***	-0,253***	-0,275***	-0,349***
Cartagena	-0,115	-0,321***	-0,293***	-0,264***	-0,257***	-0,297***	-0,387***	-0,312***
Montería	-0,260*	-0,438***	-0,407***	-0,204***	-0,152***	-0,109***	-0,186**	-0,270***
Villavicencio	-0,051	-0,147***	-0,120***	-0,048***	-0,048**	-0,042*	-0,074	-0,096***
Cúcuta	-0,23	-0,292***	-0,259***	-0,168***	-0,190***	-0,218***	-0,273***	-0,227***
Pereira	0,067	-0,051**	-0,068***	-0,050***	-0,100***	-0,146***	-0,322***	-0,113***
Ibagué	-0,368**	-0,251***	-0,228***	-0,146***	-0,162***	-0,187***	-0,126	-0,223***
edad	0,05	0,014	0,017***	0,009**	0,017**	0,019**	0,043	0,027***
edad2	-0,555	-0,136	-0,174**	-0,069	-0,145*	-0,148	-0,383	-0,260***
Primaria	-0,253	0,110***	0,056**	0,027	0,018	0,021	0,095	0,035*
Secundaria	0,102	0,278***	0,181***	0,110***	0,161***	0,167***	0,249*	0,181***
Superior	0,558**	0,623***	0,538***	0,692***	1,051***	1,317***	1,505***	0,854***
Casado	-0,021	-0,027*	-0,024**	-0,022***	-0,051***	-0,068***	-0,179***	-0,056***
Gobierno	0,680***	0,573***	0,570***	0,554***	0,455***	0,381***	0,188**	0,481***
Doméstico	-0,485***	-0,533***	-0,523***	-0,428***	-0,288***	-0,305***	-0,567***	-0,438***
Minería	0,182	0,247	0,749***	0,804***	1,082***	0,872***	0,299***	0,722***
Industria	-0,357	-0,206***	-0,045	-0,003	0,015	-0,074	-0,064	-0,085*
Servicios	-0,392	-0,212***	-0,06	0,004	0,039	-0,03	-0,067	-0,080*
Trimestre 1	0,072	0,049**	0,058***	0,053***	0,068***	0,084***	0,048	0,064***
Trimestre 2	-0,087	-0,013	-0,018	-0,020*	0,003	0,027	-0,065	-0,006
Trimestre 3	0,018	0,001	0,030*	0,017	0,042**	0,052**	-0,082	0,028**
Constante	5,874***	7,062***	7,162***	7,422***	7,348***	7,564***	7,745***	7,107***
Pseudo-R2	0,14	0,29	0,27	0,3	0,38	0,39	0,33	0,5

Nota: * p<0,05; ** p<0,01; *** p<0,001. N = 24.011. Primaria, secundaria y superior son variables binarias que indican el nivel educativo. Gobierno es una variable binaria igual a uno para los que trabajan en el gobierno. Doméstico hace referencia a los trabajadores domésticos, que en este caso agregan empleadas domésticas y jornaleros. Minería, industria y servicios son variables binarias para identificar el sector económico donde labora el individuo.

Fuente: cálculos del autor.

ANEXO 4. REGRESIÓN POR CUANTILES DE LOS SALARIOS DE LOS HOMBRES EN LAS TRECE PRINCIPALES CIUDADES, 2009

DEPENDIENTE: LOG(SALARIO POR HORA)	CUANTIL 0,01	CUANTIL 0,1	CUANTIL 0,25	CUANTIL 0,5	CUANTIL 0,75	CUANTIL 0,9	CUANTIL 0,99	MCO
Barranquilla	-0,117	-0,086***	-0,081***	-0,101***	-0,154***	-0,233***	-0,091	-0,141***
Bucaramanga	0,039	0,005	0,023	0,027*	0,037*	-0,028	-0,002	0,007
Manizales	-0,378***	-0,124***	-0,102***	-0,096***	-0,110***	-0,148***	-0,044	-0,112***
Medellín	-0,078	0,004	-0,009	-0,020*	-0,024	-0,076***	-0,097	-0,029***
Cali	-0,248**	-0,006	-0,013	0,008	0,006	-0,026	-0,029	-0,012
Pasto	-0,386***	-0,363***	-0,299***	-0,228***	-0,218***	-0,288***	-0,147	-0,255***
Cartagena	-0,139	-0,048*	-0,060***	-0,061***	-0,099***	-0,174***	-0,128	-0,116***
Montería	-0,359***	-0,175***	-0,164***	-0,120***	-0,144***	-0,209***	-0,174*	-0,146***
Villavicencio	-0,190*	-0,047*	-0,069***	0,014	0,038*	-0,007	0,052	-0,014
Cúcuta	-0,168	-0,126***	-0,136***	-0,106***	-0,107***	-0,148***	-0,161*	-0,121***
Pereira	0,062	-0,047*	-0,074***	-0,081***	-0,121***	-0,212***	-0,225***	-0,104***
Ibagué	-0,297**	-0,177***	-0,150***	-0,105***	-0,114***	-0,168***	-0,155*	-0,145***
edad	0,066*	0,025***	0,021***	0,021***	0,030***	0,034***	0,083***	0,035***
edad2	-0,828*	-0,281***	-0,231***	-0,198***	-0,282***	-0,301**	-0,901**	-0,345***
Primaria	0,355**	0,090***	0,092***	0,060***	0,060**	0,081*	0,134	0,093***
Secundaria	0,566***	0,263***	0,218***	0,178***	0,250***	0,303***	0,472***	0,270***
Superior	1,018***	0,553***	0,559***	0,758***	1,106***	1,374***	1,549***	0,907***
Casado	-0,045	-0,067***	-0,056***	-0,069***	-0,106***	-0,175***	-0,178***	-0,103***
Gobierno	0,436***	0,438***	0,487***	0,507***	0,459***	0,395***	0,198*	0,436***
Doméstico	-0,304***	-0,345***	-0,276***	-0,174***	-0,109*	-0,185*	-0,281***	-0,217***
Minería	0,279	0,244**	0,381***	0,561***	0,630***	0,495***	0,789***	0,501***
Industria	-0,172	0,029	0,085**	0,068*	0,095**	0,092	0,1	0,061*
Servicios	-0,19	-0,063	0,02	0,019	0,056	0,049	0,138	0,017
Trimestre 1	-0,035	0,017	0,040***	0,030**	0,018	0,01	0,021	0,019*
Trimestre 2	-0,025	-0,037*	-0,01	-0,014	-0,013	-0,015	-0,061	-0,015
Trimestre 3	-0,169*	-0,024	-0,008	0,005	-0,001	-0,002	-0,007	-0,01
Constante	5,350***	6,789***	6,997***	7,175***	7,122***	7,310***	6,705***	6,863***
Pseudo-R2	0,13	0,12	0,13	0,21	0,3	0,36	0,33	0,4

Nota: * p<0,05; ** p<0,01; *** p<0,001. N = 27.887. Primaria, secundaria y superior son variables binarias que indican el nivel educativo. Gobierno es una variable binaria igual a uno para los que trabajan en el gobierno. Doméstico hace referencia a los trabajadores domésticos, que en este caso agregan empleadas domésticas y jornaleros. Minería, industria y servicios son variables binarias para identificar el sector económico donde labora el individuo.

Fuente: cálculos del autor.

EL ÉXITO ECONÓMICO DE LOS COSTEÑOS EN BOGOTÁ: MIGRACIÓN INTERNA Y CAPITAL HUMANO

Julio Romero P.

Este artículo fue publicado originalmente en la *Revista del Banco de la República*, vol. LXXXIII, núm. 992, pp. 34-61, de junio de 2010.

El autor es economista del Centro de Estudios Económicos Regionales (CEER) del Banco de la República, Cartagena, y agradece los valiosos comentarios de los economistas del CEER: Adolfo Meisel, María Aguilera, Laura Cepeda, Juan D. Barón, Luis Armando Galvis y Leonardo Bonilla durante la elaboración del presente documento.

Las opiniones expuestas no comprometen al Banco de la República ni a su Junta Directiva.

La migración se da como respuesta a diferentes incentivos económicos y sociales, donde un individuo decide cambiar su lugar de residencia para establecerse en otro, en el cual pueda alcanzar un mayor nivel de bienestar. Esto último debería representarse en ingresos más altos, en mejores oportunidades de empleo y en otra serie de oportunidades, como la educación, la salud y la calidad de vida. La migración, entendida como una inversión, también tiene costos. Dentro de los costos individuales se encuentran los de desplazamiento y los de adaptación a un nuevo mercado laboral y orden social. Es importante anotar que, además de éstos, la migración también tiene un costo social. Cuando es selectiva en cuanto a educación, es decir, que la población que se desplaza tiene mayor nivel educativo que la que se queda, las regiones que expulsan población pierden una parte importante de su capital humano.

Existe la creencia de que en Colombia la población no migra dentro del territorio nacional, razón por la que por esa vía no se compensan los desbalances económicos entre las regiones. Las cifras recientes indican que el 35,9% de los colombianos vive en sitios diferentes al de su nacimiento, el 7,3% cambió su municipio de residencia en los últimos cinco años y el 8,44% se desplaza diariamente a otros municipios por razones laborales. Sin embargo, la mayor parte de las migraciones ocurren dentro de cada región. A pesar de que tal movimiento es una respuesta al problema de las diferencias económicas interregionales, los desbalances no se van a reducir sólo por cuenta de la misma. Por el contrario, la migración ha contribuido a que el capital humano se concentre en las ciudades más grandes y prósperas.

La literatura sobre migración interna en Colombia ha explorado temas diversos como la migración y la urbanización, en Sapoznikow (1981); la migración del campo a las ciudades, en Schultz (1971); la migración y el empleo, en Udall (1973); la migración selectiva en cuanto a género, edad y educación, en Martine (1975) y Fields (1979a); la migración y el capital humano, en Simmons y Cardona (1972), y Ribe (1981); la migración y la informalidad, en Flórez (2003); la migración hacia las principales ciudades colombianas, en Castañeda (1993) y Leibovich (1996), y el análisis espacial de la migración, en Galvis (2004), entre otros. Algunas de las evidencias más importantes indican que buena parte de la urbanización fue por cuenta de la migración; que los factores económicos son más preponderantes que otros (como la violencia) a la hora de explicar la migración del campo a las ciudades; que los colombianos que más migraron a mediados del siglo XX eran jóvenes y solteros, y que en la actualidad los migrantes tienen mayor educación que sus coterráneos. Sin embargo, poco se ha dicho del efecto que tiene la migración sobre las brechas regionales en Colombia. Si la migración ha contribuido a la equidad regional, o por el contrario, ha incrementado

los desbalances económicos regionales, es uno de los interrogantes a los que se pretende responder en este documento.

En el presente artículo se realizan dos tipos de ejercicios. En el primero de ellos se estima un modelo gravitacional de los flujos migratorios municipales en Colombia, como una función de la distancia económica, geográfica y social. El ejercicio permite corroborar algunos hechos estilizados sobre la migración en Colombia, por ejemplo, que entre mayor sea el nivel de desarrollo del municipio receptor comparado con el expulsor, se esperan mayores desplazamientos de población. La segunda serie de estimaciones tiene el objetivo de cuantificar las brechas regionales en cuanto al ingreso laboral y a los cambios que se pueden atribuir a la migración interna. Luego, se analiza el caso específico de la población que migró a Bogotá desde la periferia, con lo que se encuentra que los migrantes llegan a tener retornos de la educación más altos que la población nativa. Lo anterior pone de presente dos problemáticas. La primera es si migrar a la capital y propender los logros educativos más altos es la mejor estrategia que tienen las personas que nacen en la periferia, donde las oportunidades económicas son menores, a pesar de que esta dinámica exacerbe las disparidades regionales y la concentración del capital humano. La segunda sugiere que, si los migrantes encuentran en Bogotá el éxito económico que no consiguen en sus regiones de origen, el atraso relativo de las regiones periféricas no puede ser atribuido a factores idiosincrásicos. Esto lleva a pensar nuevamente en el reparto desigual de las oportunidades entre las regiones colombianas.

El documento está dividido en cinco partes. Luego de esta introducción, la primera sección presenta una revisión de la literatura sobre migración interna en Colombia. En ella se exponen tanto las fuentes de información, como las principales temáticas que se han discutido en el país desde los años setenta. En la segunda sección se describen brevemente las fuentes y los datos usados en este artículo. Seguidamente, en la tercera se muestra alguna evidencia preliminar sobre la migración interna en Colombia. En la cuarta sección se presentan los resultados de las estimaciones, y la sección final concluye.

I. REVISIÓN DE LITERATURA SOBRE MIGRACIÓN INTERNA EN COLOMBIA

A pesar de que varios elementos intervienen en la decisión de migrar, las personas lo hacen porque creen que van a mejorar su situación y la de su familia. Los costos de desplazarse, las oportunidades educativas, el entorno y las ventajas de diversa índole están relacionados con el origen o destino de la migración. Por otro lado, la propensión a migrar depende de las características del individuo: como el género, el estado civil, la edad, el nivel educativo y el origen regional

o urbano/rural. Deciden migrar aquellos individuos con una perspectiva de ingresos mayor a la de su situación actual.

Las diferencias regionales en el desarrollo económico son el núcleo de la migración interna. En este sentido, Schultz (1971) señala que la migración, entendida como los movimientos interregionales de población por causa del proceso de desarrollo, es el ajuste entre la oferta y demanda por mano de obra. Como consecuencia, una tasa de migración alta podría ser el reflejo de inequidades regionales en la economía, en la población, o en ambas. Con aquel supuesto Schultz usó los censos de 1951 y 1964 en un modelo de migración interregional de datos municipales y por cohortes, para identificar las características de quiénes y hacia dónde migran.

La migración la ejercen quienes cuentan con determinados atributos, lo que quiere decir que quienes se desplazan tienen unas características diferentes si se comparan con la población de su lugar de origen. Schultz (1971) indica que, en el caso colombiano, la migración fue selectiva por edad, dado que los hombres que más salieron fueron aquellos que tenían entre 18 y 27 años en el censo de 1964, es decir, de 5 a 14 años en el de 1951. En cuanto al género, el autor señala que la emigración de áreas rurales no fue selectiva por género, pues lo hicieron en igual proporción hombres y mujeres, mientras que la inmigración a las áreas urbanas muestra indicios de selección. Por tal razón a las ciudades llegaron más mujeres y a las cabeceras con menos de 100.000 habitantes llegaron más hombres.

Las oportunidades educativas determinaron (como ningún otro elemento) el destino de la migración en Colombia. Schultz (1971) afirma que la tasa de escolaridad explica la emigración hacia las zonas urbanas donde los retornos de la educación parecen ser más altos. El autor muestra que una reducción en la violencia iría acompañada de una contracción en la tasa de migración rural-urbana, pero es una variable que tiene un poder explicativo menor comparado con la educación o con otras características demográficas.

Aunque existe un entorno económico, social, demográfico y político que está presente en la migración interna en Colombia, Schultz (1971) concluye que el desplazamiento rural a urbano en Colombia ocurre principalmente por factores económicos. La población se moviliza del campo a las ciudades, o entre regiones, en busca de mejores oportunidades salariales. El autor plantea que, aunque mejora la situación del migrante, aquello no es lo suficientemente considerable como para pensar en los efectos sobre el ingreso, o ganancias en productividad.

Una característica que se suele generalizar en la migración hacia las grandes ciudades es que fuera de ellas predomina lo rural y el rezago en educación. Si bien es cierto que (en promedio) las áreas expulsoras de población tienen menos oportunidades educativas, muchos de quienes migran a las ciudades no hacen parte de la población menos calificada. En esta línea, Simmons y Cardona (1972)

aafirman que hay evidencia de que algunos migrantes provienen de una clase media alta en sus regiones de origen. Los autores estudian la migración hacia las grandes ciudades entre 1929 y 1968, en el caso concreto de Bogotá, donde llama la atención la migración selectiva por ocupación y nivel educativo.

En las decisiones sobre migración, regresar al lugar de origen también es una posibilidad. Hay dos tipos de migrantes que ocupan la atención de Simmons y Cardona (1972). Los de origen rural que se establecieron permanentemente en Bogotá, y los que regresaron al campo luego de una experiencia migratoria en las ciudades. Los autores usan una encuesta urbana, para hombres entre 15 y 64 años, que incluyó 3.579 observaciones, donde identifican algunas características generales de la población. Profundizan en la historia migratoria y ocupacional (si existió alguna) de 871 encuestados. Aquellos autores complementan su análisis con 256 encuestas rurales hechas en once municipios de Cundinamarca y Boyacá que presentaban una alta tasa de migración hacia Bogotá. El objetivo de las observaciones rurales fue el de identificar a los migrantes que retornan a sus municipios de origen.

Aunque el censo de 1964 presentó a Bogotá como una ciudad de migrantes, según el DANE (1967) el 70% de los habitantes entre 15 y 64 años nacieron en otros municipios. A Simmons y Cardona (1972) les llamó la atención las razones por las cuales algunos migrantes regresaron a su lugar de origen. Tentativamente, señalan que las ciudades “filtran” a los migrantes y se quedan aquellos que son los más calificados. Los cálculos de los autores indican que la población rural que nunca migró (muestra de municipios de Cundinamarca y Boyacá) tiene el promedio más bajo de años de educación (3,3), le sigue en tal aspecto el total rural (4,1) y quienes retornan a sus municipios de origen (5,7). En tal aspecto, en orden ascendente se encuentran los migrantes que viven en Bogotá (4,6), el promedio de residentes de Bogotá (5,6) y los nativos de Bogotá (6,9). El resultado general de Simmons y Cardona (1972) sugiere que la emigración hacia la capital reduce la escolaridad promedio tanto de las áreas de origen como de destino, pero cualquier interpretación debe hacerse con cautela. Aunque se desplazaron quienes tenían más educación o buscaban logros académicos más altos, muchos de aquellos que regresaron a sus lugares de origen recibieron educación en Bogotá.

La migración del campo a las grandes ciudades —así como de las regiones rezagadas a las más prósperas— acelera el crecimiento urbano e incrementa las tensiones sociales de las grandes metrópolis. En esta línea, Udall (1973) señala que la alta densidad demográfica que experimentó Latinoamérica a finales de la década de 1960 fue acompañada de pobreza, alimentación inapropiada, condiciones deficientes de salud y viviendas inadecuadas en la urbe. El autor llama la atención sobre cómo la pobreza es un resultado del desempleo; mejor aún, de

oportunidades laborales escasas cuando por cuenta de la migración la oferta de trabajo crece más rápido que su demanda.

Cuando la migración es por razones económicas los individuos toman la decisión de trasladarse a otro lugar, formándose una expectativa de su desempeño en el mercado laboral. Aquello se refiere tanto a los ingresos potenciales como a la facilidad para encontrar empleo. En este sentido, Udall (1973) plantea que la decisión de migrar es similar a la de invertir, y las ganancias de desplazarse también pueden estar representadas en información y oportunidades con valor económico. Sin embargo, el autor advierte que cuando la información no es perfecta y la situación del migrante está por encima de sus expectativas, este último terminará ofreciendo su mano de obra por una remuneración menor. Por otro lado, el migrante que esperaba algo mejor que no obtuvo se convierte en un trabajador marginal, indeciso de quedarse en la ciudad, migrar o abandonar el mercado laboral. Udall (1973) comenta que la insatisfacción de quienes arriban a barrios marginales de Bogotá y Barranquilla aumenta con el tiempo de permanencia.

Para la década de los sesenta una tercera parte de la población colombiana habría migrado a las ciudades y en 1964 fueron censados en áreas diferentes a su lugar de nacimiento. Los datos de la *Operación muestra de censos* del Centro Latinoamericano y Caribeño de Demografía (Celade), que contiene el 2% del censo de 1964 (350.000 observaciones), y varias tablas sobre características demográficas y socioeconómicas de los migrantes y el resto de la población (usados por Martine, 1975), indican que la migración fue selectiva en cuanto a la edad, pues los jóvenes y los solteros fueron el grupo que más se movilizó. En lo concerniente al género, el autor señala que más mujeres migraron hacia las ciudades frente a los hombres, los cuales mostraron un desplazamiento importante hacia las áreas rurales.

En cuanto a la migración hacia los grandes centros urbanos, Martine (1975) afirma que quienes se desplazaron, comparados con el resto de la población, tienen tasas de participación laboral más altas. Para el caso específico de Bogotá, el autor señala que ésta concentra el 12,6% de los migrantes y el 9,6% de la población, lo que evidencia su fuerza de atracción. Aunque los datos para Colombia no permiten realizar la misma observación para otras ciudades, sí permiten profundizar en algunas de las características de los migrantes tales como el género, la edad, el estado civil, y otras como la educación, la participación laboral y el tipo de ocupación, que van a dar cuenta de la adaptación de los migrantes a sus lugares de destino. Sobre este respecto, Martine (1975) plantea que la educación es la característica que mejor determina el éxito en la adaptación de los migrantes, teniendo en cuenta el rezago en las oportunidades educativas de las áreas rurales y las ciudades más pequeñas.

La migración es un ajuste (por cantidades) en los mercados laborales regionales cuando los salarios no cumplen este papel. El desplazamiento de la mano de obra del campo a las grandes ciudades, y también entre regiones, es el resultado de diferencias en los salarios relativos. En este sentido, Fields (1979a) estudia los flujos migratorios interdepartamentales en Colombia usando los resultados del censo de 1973. El autor se concentra en la migración definitiva por género, y su relación con el nivel de ingreso, las oportunidades de trabajo y la composición del empleo. Fields (1979a) sostiene que los factores económicos son, en esencia, el elemento que motiva la decisión de migrar en los países desarrollados, no siendo menos importante para los países en desarrollo, donde las condiciones son más precarias.

Para la década de los setenta Fields (1979a) indica que el 22% de la población colombiana habría nacido en otros lugares diferentes al departamento de residencia. El autor señala que las diferencias de género en las tareas sociales podrían explicar por qué las mujeres tuvieron tasas de migración más altas que las de los hombres, aunque no lo suficientemente diferentes como para observar selección por género. Sobre esto último Fields (1979a) evidencia que, además de tener tasas similares, la variación departamental muestra una alta correlación por género, lo que indica que los departamentos reciben una proporción similar de hombres y mujeres. Por otra parte, el autor profundiza en las causas económicas de la migración y argumenta que factores como el ingreso explican la mitad de la variación departamental en las tasas de migración. La evidencia presentada por Fields (1979a) sugiere que los departamentos con mayores ingresos, con más oportunidades de trabajo, empleos más estables y de mejor calidad, recibieron más migrantes. Por estas razones el autor concluye que el factor económico cumplió un papel preponderante en la migración en Colombia.

Aunque el aspecto económico ha sido fundamental en la decisión individual de migrar, en ocasiones las condiciones de vida de los migrantes han sido precarias. Los migrantes del campo a la ciudad se integraron bien a los mercados laborales urbanos, pero a menudo viven en los barrios marginales. La educación de los individuos es un elemento que determina qué tipo de condiciones de vida encuentran los migrantes en las ciudades. Con este punto de partida, Ribe (1981) estudió las diferencias económicas y sociales entre migrantes y el resto de la población, usando la muestra censal de 1973. La autora comparó los ingresos y su relación con la educación y el tiempo de residencia para los migrantes masculinos mayores de diez años, comparados con la población de iguales características en los lugares de origen y destino de los migrantes.

El estudio de Ribe (1981) profundiza en la migración del campo a las ciudades y señala que, en cuanto a la educación, los migrantes comparados con los nativos en sus lugares de destino tienen mayor participación en dos grupos: el de

personas sin ninguna educación, o quienes cuentan con educación universitaria. Por otra parte, si los que se desplazan se comparan con individuos de características similares del lugar de origen, los datos colombianos muestran que aquéllos tienen una mayor proporción de personas con educación universitaria. A pesar de lo anterior, no se puede saber con certeza si la educación adicional fue conseguida por los migrantes antes o después de su desplazamiento, pero se puede afirmar que fueron los migrantes quienes propendían logros académicos más altos.

Ribe (1981) concluye que en Colombia los migrantes internos se benefician al desplazarse a otros lugares. Aunque las condiciones económicas son similares, y en algunos casos mejores a las de los nativos, no quiere decir que sus ingresos sean altos. La autora afirma que tanto los migrantes como quienes no lo son tienen ingresos bajos cuando sus niveles de educación son precarios. Como grupo social, y teniendo en cuenta características como la edad, la educación y el lugar de residencia, los migrantes son menos pobres. Las recomendaciones de Ribe (1981) apuntan a que desestimular la migración no es la solución para disminuir la pobreza urbana, sino que también se hacen necesarias políticas que aumenten el nivel y la calidad de la educación en las áreas rurales.

Sapoznikow (1981) indica que Colombia es un caso particular de concentración urbana en Latinoamérica, donde la población se encuentra repartida entre varias ciudades, mas no en una o dos, como en otros países. El autor señala que a medida que el país se hizo más urbano, pasando del 32% de la población en el censo de 1951, a 44% en el de 1964 y a 55% en el de 1973, la primacía de Bogotá se ha hecho más evidente. El flujo de migrantes a Bogotá fue tres veces el flujo hacia Cali, la segunda ciudad más importante en este aspecto. Sapoznikow (1981) señala que, en el largo plazo, la tasa de migración responde a las diferencias entre el crecimiento de los sectores rural y urbano, de la formación de capital, del cambio tecnológico y del aumento de la población en diferentes sectores. En este sentido, no todas las ciudades tendrían la misma capacidad de atracción ni similares tasas de migración de largo plazo; por esa razón, a pesar de que Colombia fue un país de ciudades, la concentración urbana en Bogotá ha crecido aceleradamente.

La migración suele estar asociada con la informalidad, y esta última también varía entre regiones. Comúnmente se dice que muchos de quienes se desplazan se ocupan como trabajadores por cuenta propia (por lo menos de forma inicial) hasta que aseguran mejores condiciones laborales. Castañeda (1993) estudia la migración muy reciente, es decir, personas que llevan menos de un año de residencia en las cuatro principales ciudades colombianas: Bogotá, Medellín, Cali y Barranquilla, usando la Encuesta nacional de hogares (ENH) de 1982, 1987 y 1992 (etapas 37, 57 y 77, meses de septiembre). El autor señala que, aunque los porcentajes son bastante pequeños, la migración de menos de un año resulta

ser un indicador interesante del número de personas que diariamente reciben estas ciudades; también, de la forma como inicialmente aquéllos se refugian en el sector informal.

En la migración de menos de un año se mantienen algunas de las características de los migrantes permanentes, por ejemplo, su educación. Castañeda (1993) muestra que los hombres migrantes de 18 a 25 años se encuentran polarizados en cuanto al capital humano. Un número no despreciable apenas cuenta con la primaria, y un porcentaje igualmente importante tiene por lo menos un año de educación universitaria. El autor señala que en Bogotá los nativos cuentan con un nivel educativo más alto que los migrantes. En contraste, en Cali los hombres migrantes y las mujeres nativas de 18 a 25 años tienen mayor escolaridad que los otros grupos. Para Barranquilla, Castañeda (1993) muestra un resultado similar al de Cali: el nivel educativo más alto lo tienen los hombres migrantes y el más bajo lo tienen las mujeres, también migrantes. En cuanto al mercado laboral, la mitad de los trabajadores barranquilleros están en la informalidad, al igual que casi la totalidad de los migrantes de menos de un año. El autor señala que el grupo de migrantes es, laboralmente hablando, más informal que los nativos. Mientras la informalidad de las mujeres se reduce con el tiempo de residencia, la de los hombres aumenta.

En esta línea, Leibovich (1996) usa la ENH de 1993 para estudiar la asimilación de los migrantes internos de las cuatro principales ciudades colombianas. Además de los contrastes regionales, el autor muestra las diferencias entre trabajadores asalariados e independientes y afirma que los migrantes, contrastados con la población en su lugar de origen, son más productivos, toman más riesgos y son más educados. Una vez se comparan con los nativos en su lugar de destino, los migrantes asalariados podrían tener inicialmente ingresos más bajos, diferencia que se reduce con el tiempo de residencia.

El autor señala que la migración podría tener efectos positivos, por ejemplo, mejorar la distribución del ingreso. Esto puede ocurrir por dos vías. Primero, el que migra lo hace porque su situación mejora con la migración; segundo, porque sus vínculos familiares pueden significar transferencias de recursos a sus regiones de origen. Sin embargo, insiste en que la política económica se podría enfocar en detener la migración, o al menos frenarla, en especial la del campo a las ciudades.

Las estimaciones de Leibovich (1996) indican que para Bogotá no existen diferencias significativas en el ingreso de migrantes y nativos. El resultado se mantiene así se analicen los asalariados y los trabajadores por cuenta propia separadamente. Para Medellín el autor encuentra que existen disparidades entre migrantes y nativos sólo en el grupo de asalariados, pero no para los trabajadores por cuenta propia. Mientras que en Cali las diferencias entre nativos y migrantes se observan para los asalariados, donde el tiempo de residencia es irrelevante,

en Barranquilla las diferencias entre migrantes y nativos sólo son significativas en el caso de los asalariados, las discrepancias se reducen con el tiempo de residencia. La conclusión general del autor es que para los trabajadores asalariados ser migrante se traduce en un menor ingreso (5% menos), diferencia que no es significativa en todas las ciudades, pero que se reduce con el tiempo de residencia. Para el caso de los trabajadores por cuenta propia, el ingreso de los migrantes puede ser mayor, aunque no significativo en las ciudades estudiadas.

Flórez (2003) indica que en Colombia la migración del campo a las ciudades ha disminuido y ya no es la causa del crecimiento de la población urbana. Hubo un pico en los años cincuenta y sesenta, pero disminuyó desde los setenta. Sin embargo, el conflicto interno ha presionado a que la población del campo se desplace a las ciudades. Dicho autor usa la ENH de 1984, 1992 y 2000 para diez ciudades principales, y encuentra que entre los años analizados hubo un cambio en las características de los migrantes, el cual ocurrió (en su mayoría) entre 1992 y 2000. El segundo gran resultado de la autora es que los migrantes tienen mayor probabilidad de participar en el sector informal. En cuanto a las diferencias de género, la evidencia de Flórez (2003) indica que las mujeres son mejor asimiladas por los mercados laborales urbanos; es decir, la posibilidad de ser informal disminuye para ellas con el tiempo de residencia, resultado que no se observa en el caso de los hombres.

Flórez (2003) llama la atención sobre el problema de los datos en Colombia. Aunque las encuestas registran la migración del campo a la ciudad cuando existe un cambio en el municipio, no toman en cuenta como migración los desplazamientos del campo a la ciudad en un mismo municipio. Como consecuencia, se observa una caída en la migración del campo a las ciudades, a pesar de que de acuerdo con el factor social se espere lo contrario.

Una variable determinante en la migración económica es el ingreso esperado, lo que involucra tanto el ingreso propio como la probabilidad de conseguirlo, que dependerá de elementos como el desempleo, el subempleo y la informalidad. Sin embargo, en la decisión de migrar, específicamente a dónde migrar, también intervienen los atributos de los lugares de origen y destino de los desplazamientos. En este sentido, Galvis (2004) usa la migración reciente del censo de población y vivienda de 1993 y muestra que en Colombia las diferencias en el desarrollo de las regiones explican el flujo de migración de un área a otra, de una región aislada y rezagada a regiones centrales, mejores conectadas y de mayor prosperidad. Atributos como la inseguridad son un motivo de expulsión de población.

II. DATOS Y ESTRATEGIA EMPÍRICA

En este documento se utilizaron dos fuentes de información. La primera es con fines descriptivos y corresponde a los flujos migratorios por municipios reportada en el Censo general de 2005. Además de las preguntas sobre migración permanente y reciente que se suelen incluir en las encuestas de hogares aplicadas por el DANE, el censo mencionado permite identificar otras características de la población y su relación con el territorio, a saber: departamento, municipio y clase (urbana o rural) del último cambio de residencia; así como el año y la causa de la última migración. Otra característica que se puede identificar son las denominadas ciudades dormitorio, y los municipios donde tiene mayor incidencia la migración pendular, es decir, aquella que ocurre cuando la población sale a trabajar o estudiar en sitios diferentes a su lugar de residencia permanente.

Los datos del Censo general de 2005 fueron usados para calcular las tasas de migración de toda la vida, reciente y pendular para ocho regiones colombianas: los Andes occidentales, conformada por los municipios que pertenecen a los departamentos de Antioquia, Caldas, Quindío, Risaralda y Valle del Cauca (sin Buenaventura); los Andes orientales, conformada por los departamentos de Boyacá, Huila, Norte de Santander, Santander, Tolima y Cundinamarca (sin incluir a Bogotá en este grupo, pues fue tratada como una región aparte); el Caribe continental, que incluye a los departamentos de Atlántico, Bolívar, Cesar, Córdoba, La Guajira, Magdalena y Sucre; el Pacífico colombiano, con los departamentos de Chocó, Cauca, Nariño y el municipio de Buenaventura; la Amazonía, conformada por los departamentos de Amazonas, Caquetá, Guainía, Guaviare, Putumayo y Vaupés; la Orinoquía, por los departamentos de Meta, Casanare, Arauca y Vichada, y la región insular de San Andrés.

La información sobre flujos migratorios por municipios fue insumo para estimar un modelo gravitacional de migración interna y validar algunos de los hechos estilizados referidos por otros autores sobre el tema de tal movimiento por razones económicas. Los resultados de las estimaciones se presentan como evidencia preliminar.

La segunda fuente de información corresponde a la Encuesta continua de hogares (ECH), 2001 a 2006, donde se incluyó el módulo de preguntas sobre migración para los sondeos del primer trimestre de cada año. Para los centros urbanos la ECH recoge la información de las trece principales ciudades y sus áreas metropolitanas. En el ámbito nacional la encuesta obtiene información urbana y rural para 23 departamentos de acuerdo con el sitio de residencia. Esto implica que la región insular de San Andrés quedó por fuera del análisis y que las regiones de la Orinoquía y la Amazonía incluyeran información para

sólo un departamento: el Meta, en el caso de la Orinoquía, y Caquetá, en el de la Amazonía.

El módulo de migración fue respondido por toda la población encuestada. Las dos primeras preguntas permiten identificar a los migrantes permanentes como aquellos que fueron consultados en lugares diferentes de donde son naturales. Se asume que una persona es natural del sitio (departamento, municipio y origen rural o urbano) donde vivían los padres al momento de nacimiento del individuo.

Las siguientes cinco preguntas del módulo de migración fueron dirigidas a la identificación de los migrantes recientes, es decir, quienes llevan cinco años o menos en el sitio actual de residencia. Para este tipo de migrantes, al igual que para los permanentes o de toda la vida, se preguntó por la clasificación urbana o rural y el departamento y municipio de residencia anterior. Adicionalmente, a los migrantes recientes se les preguntó por el número de años que llevan viviendo en el sitio actual y por las razones que motivaron sus desplazamientos.

La ECH fue usada para estimar algunos modelos de ingresos laborales, en los que se calculan las brechas regionales y los cambios que han tenido por efecto de la migración reciente y la de toda la vida. Esta fuente de información también permite una estimación razonable de los retornos de la educación, agrupando a los individuos de acuerdo con su región de residencia y, posteriormente, organizando la base de datos según la región de nacimiento o de residencia anterior. Buscando que los ejercicios presentados en la sección de resultados se puedan replicar con facilidad, no se realizó ningún tipo de modificación sobre las variables diferente al de expresarlos todos a precios constantes de diciembre de 2008. No se consideraron las observaciones que reportaron un ingreso total familiar igual a cero o aquellas familias en las que el jefe de hogar o el cónyuge no respondieron a la pregunta de ingresos laborales. Lo anterior significó sacrificar el 35,4% de la muestra, quedando un total de 556.611 observaciones para realizar las estimaciones.

III. EVIDENCIA PRELIMINAR

De acuerdo con el Censo general de 2005, el 35,94% de los colombianos han migrado permanentemente entre diferentes lugares de la geografía colombiana, un 7,32% lo ha hecho recientemente y un 8,44% de la población ocupada se dirige diariamente a otros municipios por razones de trabajo. Por regiones, sobresalen la Orinoquía y los Andes occidentales con los porcentajes más altos de migración permanente. El 47,88% de quienes respondieron al módulo de migración en la

Orinoquía viven en municipios diferentes al de sus padres y el 12,65% cambió su lugar de residencia en los últimos cinco años. Las regiones con menos migración permanente fueron el Pacífico (19,57) y el Caribe continental (25,84). A excepción de la región insular de San Andrés, que tiene controles de inmigración, las regiones del Caribe y el Pacífico también mostraron los porcentajes más bajos de migración reciente. En cuanto a la migración pendular, la región que mostró cifras más altas fue la de los Andes occidentales, con lo que el 11,72% de su fuerza laboral trabaja en otros municipios diferentes al de residencia. Una razón para este resultado es que cuatro de sus cinco ciudades capitales conforman áreas metropolitanas con más de un municipio (Cuadro 1).

CUADRO 1. MIGRANTES COMO PORCENTAJE DE LA POBLACIÓN RESIDENTE EN LAS REGIONES COLOMBIANAS, 2005

	PERMANENTE	RECIENTE	PENDULAR
Colombia	35,9	7,3	8,4
Andes occidentales	42,2	8,9	11,7
Andes orientales	40,6	9,4	13
Bogotá, D. C.	38,2	5,8	2,4
Caribe continental	25,8	4,4	7,8
Pacífico	19,6	4,6	3,7
Orinoquía	47,9	12,7	3,9
Amazonía	35,1	9,6	1,3
San Andrés Islas	37,2	2,9	0,4

Fuente: DANE (Censo General, 2005); cálculos del autor.

Una parte importante de la migración no implica movimientos de población entre regiones y sólo ocurre dentro de ellas. Del 35,94% de los colombianos que migraron permanentemente, 21,78 puntos porcentuales (pp) fueron desplazamientos en los que no hubo cambios de región, quedando 14,16 pp explicados por migraciones entre regiones. En cuanto a la migración de toda la vida, las regiones que porcentualmente recibieron más población de otros lugares fueron Bogotá (pp. 38, 21), la Orinoquía (30,89 pp), la Amazonía (20,07 pp) y la región insular de San Andrés (35,60 pp). Estas cuatro también recibieron los mayores flujos de población por cuenta de la migración reciente (Cuadro 2).

Los flujos de migración entre municipios que reporta el Censo general de 2005 corroboran algunos hechos estilizados sobre tal fenómeno en Colombia.

CUADRO 2. PORCENTAJE DE MIGRANTES ENTRE REGIONES Y DEPARTAMENTOS, Y DENTRO DE ESTOS, 2005

	REGIONES				DEPARTAMENTOS			
	PERMANENTE		RECIENTE		PERMANENTE		RECIENTE	
	INTRA	ENTRE	INTRA	ENTRE	INTRA	ENTRE	INTRA	ENTRE
Colombia	21,8	14,2	4,2	3,2	15,8	20,2	3,1	4,3
Andes occidentales	32,6	9,6	6,7	2,2	25,2	17,1	5,2	3,7
Andes orientales	28,9	11,8	5,4	4,1	21,9	18,7	4,2	5,3
Bogotá D. C.	0	38,2	0	5,8	0	38,2	0	5,8
Caribe continental	21,3	4,6	3,4	1	11,2	14,7	1,7	2,7
Pacífico	13,3	6,3	2,1	2,4	12	7,6	1,9	2,7
Orinoquía	17	30,9	5,2	7,4	13,4	34,5	4	8,6
Amazonía	15	20,1	4,9	4,7	13,7	21,3	4,3	5,4
San Andrés Islas	1,6	35,6	0,3	2,6	1,6	35,6	0,3	2,6

Fuente: DANE (Censo general, 2005); cálculos del autor

El primero de ellos, discutido en la revisión de la literatura, plantea que a pesar de que la decisión de migrar obedece a múltiples causas, una parte importante de los desplazamientos voluntarios es por razones económicas. Las personas eligen como destino lugares con mayor actividad económica; de hecho, tanto mayor sea la diferencia entre los niveles de desarrollo entre municipios, mayor es el flujo de migrantes hacia los municipios más prósperos. La conclusión se mantiene tanto para la migración reciente como para la de toda la vida. En el caso de la migración pendular, los flujos más altos de quienes se desplazaron temporalmente por razones laborales también están asociados con mayores niveles de desarrollo económico, en este caso, el que se observa en los municipios de residencia (Cuadro 3).

El segundo hecho estilizado es el de que los migrantes buscan como destino lugares que ofrezcan mejores condiciones de vida. Los datos del Censo general de 2005 muestran que los mayores flujos están inversamente relacionados con las diferencias municipales en el indicador de necesidades básicas insatisfechas (NBI), es decir, en tanto más rezagado se encuentre un municipio en cuanto a NBI, mayor va a ser el desplazamiento hacia municipios de menos pobreza estructural. Las diferencias económicas en cuanto a calidad de vida están mejor asociadas con la migración reciente y pendular que con la migración de toda la vida.

CUADRO 3. MODELO GRAVITACIONAL PARA LA MIGRACIÓN EN COLOMBIA, 2005

$LN(M_{ij} / M_{ii})$	PERMANENTE	RECIENTE	PENDULAR
Distancia económica	0,4565	0,5016	0,5254
$\ln(\text{PIB}_{pj}) - \ln(\text{PIB}_{pi})$	(0,1196)	(0,1159)	(0,1297)
Distancia económica NBI $j - \text{NBI } i$	-0,1214 (0,2477)	-0,5364 (0,2496)	-1,0509 (0,3342)
Distancia geográfica km $\times 100$	-0,2981 (0,0128)	-0,2525 (0,0113)	-0,3611 (0,0195)
Distancia demográfica $\ln(\text{Pob. } j) - \ln(\text{Pob. } i)$	0,672 (0,0139)	0,592 (0,0276)	0,6388 (0,0414)
Distancia social (Homicidios $j - \text{Homicidios } i) \times 1.000$	-0,102 (0,018)	-0,0908 (0,0182)	-0,1227 (0,0145)
Constante	-6,7262 (0,0285)	-7,376 (0,0252)	-6,5551 (0,045)
Observaciones	172.059	57.369	16.343
R ²	0,6138	0,6618	0,7315

Notas: 1/ En la estimación por variables instrumentales se considera la distancia económica como una variable endógena al flujo de migración. Las variables instrumentales usadas en la estimación sesgada fueron: como indicadores del capital humano se usó la diferencia municipal en el promedio de años de educación de la población entre 25 y 65 años y en el número promedio de libros leídos en el año anterior al censo. La diferencia municipal en la tasa de mortalidad infantil y en la tasa de urbanización como indicadores de la calidad de vida.

2/ La variable dependiente corresponde al flujo de migración del municipio i al municipio j , normalizada por la población de i que no migró.

3/ La distancia geográfica es la distancia euclidiana entre las cabeceras municipales.

4/ La tasa de homicidios es calculada para hombres entre 15 y 54 años, promedio 1998 a 2006. Incluye tanto las muertes por agresiones y secuelas, como aquellas causadas por la intervención legal y operaciones de guerra.

5/ Se reportan los errores estándar robustos en *clusters* de municipios.

Fuentes: el PIB por habitante para municipios es el estimado en Romero J. (2009), "Geografía económica del Pacífico colombiano", en *Documentos de Trabajo sobre Economía Regional*, núm. 116 (septiembre), Banco de la República, Cartagena. La tasa de homicidios es calculada a partir del registro de defunciones del DANE. Las demás variables se estiman con datos del DANE (Censo general, 2005).

Aunque los mayores flujos migratorios están determinados por unas mejores condiciones económicas en los municipios de destino, también es cierto que algunos municipios gozan de mayor prosperidad económica por cuenta de los migrantes que han recibido de otros lugares del país. En este sentido, los flujos migratorios podrían estar relacionados endógenamente con las diferencias económicas de los municipios. Usando como variables instrumentales del PIB por habitante y el NBI las diferencias municipales en el capital humano y en la calidad de vida, se encuentra que el factor económico es preponderante a la hora de explicar los flujos de población.

Además de la distancia económica, que se puede medir a partir de las diferencias en el PIB por habitante y el indicador de NBI, existen otros elementos que están relacionados con los flujos migratorios. El tercer hecho estilizado sugiere

que la distancia geográfica, que se suele usar como aproximación a los costos de la migración, está inversamente relacionada con los diferentes tipos de migración: a mayor distancia entre las cabeceras municipales, se esperan menores desplazamientos de población.

Un cuarto hecho estilizado indica que los migrantes se desplazan hacia ciudades más grandes, lo que ha contribuido a una mayor concentración de la población en las principales capitales. En este sentido, las mayores diferencias demográficas, en cuanto al tamaño de la población, se relacionan positivamente con mayores flujos de migración.

Finalmente, están los factores del orden público como causa de los desplazamientos, en ellos los migrantes abandonan los lugares más violentos para establecerse en municipios menos conflictivos, esto último medido a partir de la tasa de homicidios para hombres entre 15 y 54 años. La interpretación que tiene este coeficiente para la migración pendular sugiere que, a pesar de que algunos individuos tienen vínculos laborales en otros municipios, deciden no establecerse permanentemente en ellos.

IV. RESULTADOS

Inicialmente, se estimaron tres modelos para cuantificar las diferencias regionales en el ingreso laboral, controlando por la edad, el tipo de empleo y el origen rural. En el primero de ellos, el modelo base, se calculó la diferencia en el ingreso laboral entre Bogotá y cada una de las regiones, estas últimas organizadas según el lugar de residencia actual de los individuos. En el segundo y tercer modelos las regiones fueron conformadas de acuerdo con el lugar de origen de los individuos (el municipio en el que residían los padres al nacer), y el último cambio de residencia (si lo hubo) en los cinco años anteriores cuando se aplicó la encuesta. Las comparaciones entre los tres modelos muestran el cambio en las diferencias regionales por efecto de la migración reciente y la de toda la vida, sin tener en cuenta la educación.

Los resultados de las estimaciones muestran que la amplitud de las diferencias regionales en el modelo base es de 37,7% en favor de Bogotá, cuando sus habitantes son comparados con los residentes del Pacífico colombiano. En general, en todas las regiones se observan menores ingresos laborales cuando se comparan con la capital. A la región del Pacífico le sigue el Caribe continental (-25,1), los Andes orientales (-22,9), la Orinoquía (-20,2), los Andes occidentales (-14,2) y la Amazonía (-6,6). Todas las diferencias anteriores son significativas al 5%. Vale la pena señalar que, de acuerdo con este modelo, las brechas regionales aumentan en 31,5% cuando los individuos residen en zonas rurales y en 27,9% cuando han nacido fuera de las cabeceras municipales (Cuadro 4, columna 1).

Al contrastar el modelo base con el de migración reciente se observa una reducción marginal en las brechas regionales. La comparación entre Bogotá y el Pacífico se reduce cerca de 2%, diferencia que es poco significativa. En general, no hay cambios sustanciales entre el modelo base y el que pretende capturar el efecto de la migración reciente. Los movimientos de población que han ocurrido en un período no superior a cinco años no tienen un efecto apreciable sobre las diferencias regionales, cuando no se ha tenido en cuenta el efecto de la educación.

La estimación del modelo de migración permanente muestra una reducción baja, aunque significativa, en los desbalances regionales en el ingreso laboral. El ingreso laboral de los nacidos en el Pacífico colombiano es 32,5% más bajo comparados con los nacidos en Bogotá. Para la región del Caribe continental las diferencias se mantienen (-24,9), le siguen los Andes orientales (-18,5), los Andes occidentales (-16,5), la Orinoquía (-14,7) y la Amazonía (-10,0). Las estimaciones hechas para las dos últimas regiones deben interpretarse con cautela, pues se trata de regiones en las que sólo se incluyó un departamento: el Meta, en el caso de la Orinoquía, y Caquetá, en el de la Amazonía (Cuadro 4, columna 2).

Un resultado preliminar de las estimaciones anteriores indicaría que la migración reciente y la de toda la vida no tienen un efecto importante sobre las brechas regionales en el ingreso en Colombia, al menos cuando no se tienen en cuenta los retornos del capital humano. Dada la forma como están asociados los ingresos laborales con la educación, las brechas regionales citadas podrían estar sesgadas por alguna variable omitida. Se incluyó el nivel de educación en los modelos anteriores a partir de un conjunto de cinco *dummies* escalonadas, y se hicieron las respectivas pruebas de contraste de verosimilitud, en las que se prefirieron los modelos que incluyen educación¹.

¹ La prueba de razón de verosimilitud se calcula de la siguiente ecuación: $LR = -2 \times [\ln(\text{Verosimilitud } R) - \ln(\text{Verosimilitud } NR)]$, donde *R* representa al modelo restringido y *NR* al no restringido. En este caso el modelo no restringido es aquel que incluye las variables de educación. El estadístico *LR* se distribuye asintóticamente como un chi cuadrado $\chi^2(dfR - dfNR)$, donde *dfR* es el número de grados de libertad del modelo restringido y *dfNR* el del no restringido.

El estadístico *LR* para el modelo de diferencias regionales según el lugar actual de residencia fue de 71,449; de 71,550 en el caso de las diferencias regionales por lugar de nacimiento, y de 71,485 en el de diferencias regionales por lugar anterior de residencia. Los tres valores exceden el valor crítico de una distribución $\chi^2(5)$, al 5% de significancia, razón por la que se rechazan los modelos restringidos en favor de los que incluyeron variables educativas.

CUADRO 4. DIFERENCIAS REGIONALES EN EL INGRESO LABORAL SEGÚN REGIONES DE RESIDENCIA, ORIGEN Y RESIDENCIA ANTERIOR (SIN CONTROLAR POR EDUCACIÓN), 2001-2006

	RESIDENCIA (1)	ORIGEN (2)	RESIDENCIA ANTERIOR (3)	(1) - (2)	(1) - (3)
Rural (residencia)	-0,315 (0,0134)	-0,3749 (0,0131)	-0,3289 (0,0133)	0,0599 (0,0133)	0,0139 (0,0133)
Rural (nacimiento)	-0,2792 (0,008)	-0,24 (0,0082)	-0,2738 (0,008)	-0,0392 (0,0081)	-0,0055 (0,008)
Andes occidentales	-0,1423 (0,0089)	-0,1654 (0,0119)	-0,1377 (0,0091)	0,0231 (0,0105)	-0,0046 (0,009)
Andes orientales	-0,2296 (0,0109)	-0,1851 (0,0129)	-0,2135 (0,0108)	-0,0444 (0,0119)	-0,0161 (0,0109)
Caribe continental	-0,2513 (0,0092)	-0,2492 (0,0119)	-0,2357 (0,0094)	-0,0021 (0,0107)	-0,0156 (0,0093)
Pacífico	-0,3779 (0,0203)	-0,3259 (0,0176)	-0,3589 (0,0196)	-0,052 (0,019)	-0,019 (0,0199)
Orinoquía	-0,202 (0,0114)	-0,1479 (0,0238)	-0,1805 (0,014)	-0,054 (0,0186)	-0,0215 (0,0128)
Amazonía	-0,0662 (0,0226)	-0,1008 (0,0299)	-0,1096 (0,0263)	0,0346 (0,0265)	0,0434 (0,0245)
Lambda	-0,3763 (0,0338)	-0,3811 (0,0335)	-0,376 (0,0338)	0,0049 (0,0336)	-0,0003 (0,0338)
Observaciones	556.611	556.611	556.611		
No censuradas	248.660	248.660	248.660		

Notas: 1/ Los coeficientes reportados se refieren al cambio porcentual en el ingreso laboral, estimados a partir de un modelo de selección por máxima verosimilitud. Además de los estimadores presentados, cada modelo incluyó en la ecuación de ingresos las siguientes variables dummies: escalonadas por grupos de edad, para los trabajadores asalariados y para los años de la encuesta. En la ecuación de selección se consideraron: dummies escalonadas por grupos de edad y nivel educativo, el ingreso no laboral, el tamaño del hogar, y dummies para mujeres, hogares con menores a 6 años, cabezas de hogar y casados, estudiantes, los años de la encuesta y las observaciones rurales. 2/ Las estimaciones se hicieron usando factores analíticos de expansión, éstos hacen una corrección por frecuencias pero mantienen el número de observaciones en los cálculos. Fueron estratificados por clase (urbano-rural), municipio, grupo de edad y género, usando las participaciones observadas en el Censo General 2005.

3/ Errores estándar robustos

Fuente: DANE (Encuesta continua de hogares, 2001-2006); cálculos del autor.

Teniendo en cuenta los retornos de la educación, la diferencia regional más alta, comparada con Bogotá, la tiene el Pacífico colombiano. Los residentes de esta región muestran un ingreso laboral inferior en 30,3%. Para el caso del Caribe continental la brecha se reduce a 15,3%, casi 10 pp menos que en el mismo modelo cuando no se incluía la educación. Le siguen los Andes orientales (-11,2), la Orinoquía (-8,7), la Amazonía (+6,7) y los Andes occidentales (-3,8). Las brechas aumentan en 17,3 pp para los individuos que residen fuera de los centros urbanos y en 4,9 pp cuando han nacido en áreas rurales (Cuadro 5, columna 1).

Al considerar el efecto de la migración reciente no se advierten cambios significativos en estos valores; sin embargo, cuando se estiman las diferencias regionales

considerando el lugar de origen de los individuos se observan reducciones importantes para la mayoría de regiones. El desbalance entre el Pacífico colombiano y Bogotá cae a 18,0%. El contraste entre esta última y el Caribe continental es de 11,7%. Este resultado apunta a que el ingreso laboral de los nacidos en el Pacífico o en el Caribe es más alto que el ingreso de los que efectivamente residen en esas regiones. En este sentido, del 30,3% que hay de diferencia entre Bogotá y el Pacífico o del 15,3% entre Bogotá y el Caribe, esto es, 12,3 pp y 3,6 pp, es por cuenta de la migración de toda la vida. Así mismo, el resultado pone en evidencia el hecho de que los individuos emigran de las regiones periféricas a otras que ofrecen mejores oportunidades (Cuadro 5, columnas 2 y 4).

El paso siguiente consistió en estimar la interacción entre las variables de migración y las de educación. Las tres estimaciones a continuación están motivadas por los cambios que se observaron en las variables regionales al incluir la remuneración del capital humano. Al concentrarnos en los retornos de la educación universitaria completa, medidos por el efecto acumulado de las *dummies* escalonadas de nivel educativo, se observan diferencias sustanciales en el retorno de la educación superior. Manteniendo constante el efecto de las demás variables, los retornos más altos pertenecen a los residentes de Bogotá, con 177% más que el grupo sin ningún nivel educativo completo; le siguen quienes residen en los Andes occidentales (166,7), en la Amazonía (162,8), en la Orinoquía (156,7), en el Pacífico (146,3), en los Andes orientales (141,8) y en el Caribe (139,6). En consecuencia, la diferencia regional más alta es la que se observa entre Bogotá y el Caribe colombiano, ya que es de 37,7 pp y significativa al 5% (Cuadro 6, columna 1).

Las interacciones entre las variables de educación y las regiones, conformadas según el lugar de origen y el lugar de residencia anterior, no mostraron cambios importantes al ser comparadas con el modelo de interacción entre educación y región actual de residencia. Los nacidos en la región de los Andes orientales tienen 16,1 pp más de remuneración que los que efectivamente viven en la región y que también cuentan con educación universitaria completa. El otro cambio significativo se observa en la región Caribe, donde los nacidos en esta región tienen 5,0 pp más retorno por su capital humano que los que residen en ella. En general, Bogotá muestra los retornos más altos en los tres modelos de interacción, y la mayor amplitud de las diferencias regionales es la que se observa entre Bogotá y el Caribe.

CUADRO 5. DIFERENCIAS REGIONALES EN EL INGRESO LABORAL SEGÚN REGIONES DE RESIDENCIA, ORIGEN RESIDENCIA ANTERIOR (CONTROLANDO POR NIVEL EDUCATIVO), 2001-2006

	RESIDENCIA (1)	ORIGEN (2)	RESIDENCIA ANTERIOR (3)	(1) – (2)	(1) – (3)
Rural (residencia)	-0,1739 (0,0115)	-0,2103 (0,0112)	-0,1851 (0,0114)	0,0363 (0,0113)	0,0112 (0,0114)
Rural (nacimiento)	-0,0497 (0,0073)	-0,0372 (0,0075)	-0,0463 (0,0073)	-0,0124 (0,0074)	-0,0033 (0,0073)
Andes occidentales	-0,038 (0,0074)	-0,0151 (0,0098)	-0,0328 (0,0076)	-0,0229 (0,0087)	-0,0051 (0,0075)
Andes orientales	-0,1125 (0,0097)	-0,0427 (0,0108)	-0,0976 (0,0096)	-0,0698 (0,0103)	-0,0149 (0,0097)
Caribe continental	-0,1539 (0,0078)	-0,1174 (0,0099)	-0,14 (0,008)	-0,0365 (0,0089)	-0,0139 (0,0079)
Pacífico	-0,3037 (0,0184)	-0,1805 (0,0154)	-0,2793 (0,0176)	-0,1231 (0,017)	-0,0244 (0,018)
Orinoquía	-0,087 (0,0099)	-0,0254 (0,0207)	-0,0669 (0,013)	-0,0616 (0,0162)	-0,0201 (0,0116)
Amazonía	0,067 (0,0192)	0,0474 (0,025)	0,0197 (0,0246)	0,0197 (0,0223)	0,0473 (0,0221)
Lambda	-0,0871 (0,0131)	-0,0887 (0,0132)	-0,0868 (0,0131)	0,0016 (0,0131)	-0,0003 (0,0131)
Observaciones	556.611	556.611	556.611		
No censuradas	248.660	248.660	248.660		

Notas: 1/ Los coeficientes reportados se refieren al cambio porcentual en el ingreso laboral, estimados a partir de un modelo de selección por máxima verosimilitud. Además de los estimadores presentados, cada modelo incluyó en la ecuación de ingresos las siguientes variables dummies: escalonadas por grupos de edad y nivel educativo, para los trabajadores asalariados y para los años de la encuesta. En la ecuación de selección se consideraron las mismas variables que en las regresiones anteriores.

2/ Las estimaciones se hicieron usando factores analíticos de expansión. Fueron estratificados por clase (urbano-rural), municipio, grupo de edad y género, usando las participaciones observadas en el Censo General de 2005.

3/ Errores estándar robustos.

Fuente: DANE (Encuesta continua de hogares, 2001-2006); cálculos del autor.

CUADRO 6. DIFERENCIAS REGIONALES DE LOS RETORNOS DE LA EDUCACIÓN SEGÚN REGIONES DE RESIDENCIA, ORIGEN Y RESIDENCIA ANTERIOR, 2001-2006

	RESIDENCIA (1)	ORIGEN (2)	RESIDENCIA ANTERIOR (3)	(1) – (2)	(1) – (3)
Andes occidentales	1,6675 (0,0138)	1,6798 (0,0153)	1,6647 (0,0144)	-0,0124 (0,0146)	0,0028 (0,0141)
Andes orientales	1,4181 (0,0307)	1,5791 (0,0237)	1,4244 (0,0293)	-0,161 (0,0274)	-0,0063 (0,03)
Bogotá, D. C.	1,7702 (0,0213)	1,7363 (0,0293)	1,7733 (0,0219)	0,034 (0,0256)	-0,0031 (0,0216)
Caribe continental	1,3965 (0,0126)	1,4467 (0,015)	1,4111 (0,0133)	-0,0503 (0,0139)	-0,0146 (0,0129)
Pacífico	1,4633 (0,0587)	1,5353 (0,0415)	1,468 (0,0547)	-0,072 (0,0508)	-0,0047 (0,0567)
Orinoquía	1,5673 (0,0274)	1,6664 (0,0829)	1,5003 (0,048)	-0,0991 (0,0617)	0,067 (0,0391)
Amazonía	1,6285 (0,0683)	1,6305 (0,0828)	1,6254 (0,0811)	-0,0021 (0,0759)	0,0031 (0,0749)
Lambda	-0,0914 (0,0131)	-0,0923 (0,0133)	-0,0912 (0,0131)	0,0008 (0,0132)	-0,0003 (0,0131)
Observaciones	556.611	556.611	556.611		
No censuradas	248.660	248.660	248.660		

Notas: 1/ Los coeficientes reportados se refieren a los retornos de la educación superior (nivel universitario completo: efecto acumulado de las dummies escalonadas por nivel educativo) que se observan en una ecuación de ingreso laboral estimada a partir de un modelo de selección por máxima verosimilitud, en donde las variables de educación interactúan con las regionales. Además de los estimadores presentados, cada modelo incluyó en la ecuación de ingresos las siguientes variables *dummies*: escalonadas por grupos de edad, para los que nacieron en áreas rurales y para quienes viven en ellas, para los trabajadores asalariados y para los años de la encuesta. En la ecuación de selección se consideraron las mismas variables que en las regresiones anteriores.

2/ Las estimaciones se hicieron usando factores analíticos de expansión. Fueron estratificados por clase (urbano-rural), municipio, grupo de edad y género, usando participaciones observadas en el Censo General de 2005

3/ Errores estándar robustos.

Fuente: DANE (Encuesta continua de hogares, 2001-2006); cálculos del autor.

El ejercicio final se limitó a las 30.018 observaciones que representan a los habitantes de Bogotá, de los cuales en 13.487 casos se reportó ingreso laboral. Las estimaciones se concentraron en Bogotá por tres razones. Primero, porque en las anteriores se registraba como la región de mayor prosperidad y los más altos retornos de la educación. Segundo, porque como consecuencia de esa prosperidad concentra un porcentaje importante de migrantes tanto recientes como permanentes. Los datos de la ECH para los trimestres estudiados muestran que del total de residentes en Bogotá solamente el 52,6% la señaló como el lugar de residencia de sus padres al momento de nacer cada individuo y el 93,2% vivió

en Bogotá en los últimos cinco años. Es decir, que por cuenta de la migración permanente Bogotá reporta el 47,4% de su población y el 6,8% por causa de la migración reciente. Tercero, porque caracteriza un mercado laboral urbano, el más grande de Colombia, y en el que se pueden aislar elementos que se dejaban pasar en las estimaciones anteriores, tales como: las observaciones rurales, o de municipios pequeños (menos de 100.000 habitantes), así como las diferencias regionales en la calidad de la educación.

Continuando con el esquema analítico que se siguió en el total de cabeceras municipales y área rural dispersa incluidas en la ECH, en el caso de Bogotá también se estimó un modelo de base en el que se cuantifican las diferencias en el ingreso laboral de acuerdo con la región de origen, sin controlar por los retornos del capital humano. En este modelo no se observan diferencias significativas entre los nacidos en Bogotá y los que provienen de otras regiones, a excepción de los nacidos en la región de los Andes orientales, quienes reciben en promedio 9,9% menos que los bogotanos de nacimiento (Cuadro 7, columna 1).

Al tener en cuenta las variables educativas que cuantifican los retornos de la educación en Bogotá, las diferencias regionales aumentan, en este caso en favor de quienes provienen de otras regiones. Tal es el caso de los individuos que migraron, en algún momento de su vida, del Pacífico a la capital. Ellos reciben en promedio 16,9% más ingreso laboral que los nacidos en Bogotá, manteniendo otras características constantes. Las comparaciones entre los bogotanos y quienes nacieron en la región Caribe también son en favor de estos últimos, en este caso los nacidos en el Caribe recibieron 7,5% más ingreso que los bogotanos natos.

El modelo de base y el que incluye retornos de la educación fueron comparados con una prueba de razón de verosimilitud en la que el modelo mejor especificado resultó ser el que incluyó las variables educativas² (Cuadro 7, columna 2).

La última estimación consistió en la relación entre educación y región de nacimiento para los residentes de Bogotá. Lo primero que se debe mencionar es que cuando nos concentramos en los retornos de la educación universitaria completa, es decir, según el efecto agregado de las *dummies* escalonadas por nivel educativo para cada región, los nacidos en Bogotá muestran rendimientos más bajos que los que se pueden observar en los bogotanos por adopción, pero que han nacido en otras regiones.

² El estadístico *LR* para este contraste fue igual a 5,115 y se comparó con una distribución $\chi^2(5)$. Como el estadístico *LR* excede al valor crítico, se descartó el modelo restringido, es decir, aquel que no incluía variables de educación.

CUADRO 7. DIFERENCIAS REGIONALES EN EL INGRESO LABORAL DE LOS BOGOTANOS SEGÚN REGIONES DE ORIGEN, 2001-2006

	SIN CONTROLAR POR EDUCACIÓN	CONTROLANDO POR EDUCACIÓN	(1) – (2)
	(1)	(2)	
Rural (nacimiento)	-0,3337 (0,0216)	-0,0523 (0,0186)	-0,2814 (0,0202)
Andes occidentales	-0,0098 (0,0344)	0,0675 (0,0287)	-0,0773 (0,0317)
Andes orientales	-0,0991 (0,0203)	0,0145 (0,0171)	-0,1136 (0,0188)
Caribe continental	0,0382 (0,0443)	0,0751 (0,0352)	-0,0369 (0,04)
Pacífico	0,0726 (0,0537)	0,1699 (0,0452)	-0,0973 (0,0496)
Orinoquía	0,0735 (0,0744)	0,066 (0,0667)	0,0075 (0,0707)
Amazonía	0,0346 (0,0852)	0,1604 (0,0708)	-0,1258 (0,0783)
Lambda	-0,7074 (0,0549)	-0,0106 (0,0356)	-0,6968 (0,0463)
Observaciones	30.018	30.018	
No censuradas	13.487	13.487	

Notas: 1/ Los coeficientes reportados se refieren al cambio porcentual en el ingreso laboral, estimados a partir de un modelo de selección por máxima verosimilitud. Además de los estimadores presentados, en la ecuación de ingresos cada modelo incluyó las siguientes variables dummies: escalonadas por grupos de edad y nivel educativo (en el modelo que se controla por educación), para los trabajadores asalariados y para los años de la encue sta. En la ecuación de selección se consideraron las mismas variables que en las regresiones anteriores, las cuales aplican a las observaciones de Bogotá.

2/ Las estimaciones se hicieron usando factores analíticos de expansión. Fueron estratificados por grupo de edad y género usando las participaciones observadas en el Censo General de 2005, en la ciudad de Bogotá.

3/ Errores estándar robustos

Fuente: DANE (Encuesta continua de hogares, 2001-2006); cálculos del autor.

Lo segundo, es que existen diferencias significativas entre los bogotanos natos y los que provienen de los Andes occidentales, que son del orden de 13,0 pp, con los de la región Caribe, de 17,3 pp, y con los del Pacífico colombiano, que llega a 21,1 pp. El resultado anterior aporta evidencia en favor del éxito económico que tienen individuos nacidos en la periferia colombiana que cuentan con educación universitaria y que en algún momento de sus vidas migraron a Bogotá. El resultado anterior es importante en tanto pone fin al falso estereotipo que señala que el atraso de la periferia frente al del interior del país es por causas idiosincrásicas. En condiciones más o menos similares, por ejemplo en el mercado laboral

bogotano, quienes migraron del Pacífico y del Caribe continental mostraron los retornos de la educación más altos (Cuadro 8).

CUADRO 8. DIFERENCIAS REGIONALES EN LOS RETORNOS DE LA EDUCACIÓN DE LOS BOGOTANOS SEGÚN REGIONES DE ORIGEN, 2001-2006

	RETORNO	DIFERENCIA CON BOGOTÁ
Andes occidentales	1,788	0,1304
	-0,0834	-0,0635
Andes orientales	1,6535	-0,0041
	-0,0406	-0,037
Bogotá, D. C.	1,6576	
	-0,0332	
Caribe continental	1,8309	0,1733
	-0,1114	-0,0822
Pacífico	1,8692	0,2116
	-0,1447	-0,105
Orinoquía	1,8116	0,154
	-0,2388	-0,1705
Amazonía	1,9928	0,3352
	-0,2448	-0,1747
Lambda	-0,011	
	-0,0356	
Observaciones	30.018	
No censuradas	13.487	

Notas: 1/ Los coeficientes reportados se refieren a los retornos de la educación superior (nivel universitario completo: efecto acumulado de las dummies escalonadas por nivel educativo) que se observan en una ecuación de ingreso laboral estimada a partir de un modelo de selección por máxima verosimilitud, donde las variables de educación interactúan con las regiones de origen. Además de los estimadores presentados, el modelo incluyó en la ecuación de ingresos las siguientes variables dummies: escalonadas por grupos de edad, para los que nacieron en áreas rurales, para los trabajadores asalariados y para los años de la encuesta. En la ecuación de selección se consideraron las mismas variables que en las regresiones anteriores que aplican a las observaciones de Bogotá.

2/ Las estimaciones se hicieron usando factores analíticos de expansión. Fueron estratificados por grupo de edad y género usando las participaciones observadas en el Censo General 2005, en la ciudad de Bogotá.

3/ Errores estándar robustos.

Fuente: DANE (Encuesta Continua de Hogares 2001-2006); cálculos del autor.

V. COMENTARIOS FINALES

En Colombia la población migra de las regiones más rezagadas a las más prósperas, eligiendo como destino lugares con mejores condiciones de vida. El desplazamiento se ejerce según algunas características de los migrantes, por ejemplo la educación, pues migra la población más educada o la que propende mayores logros académicos. A pesar de que la migración sea una consecuencia

de los desbalances económicos de las regiones, no se puede esperar que aquélla cierre las brechas regionales.

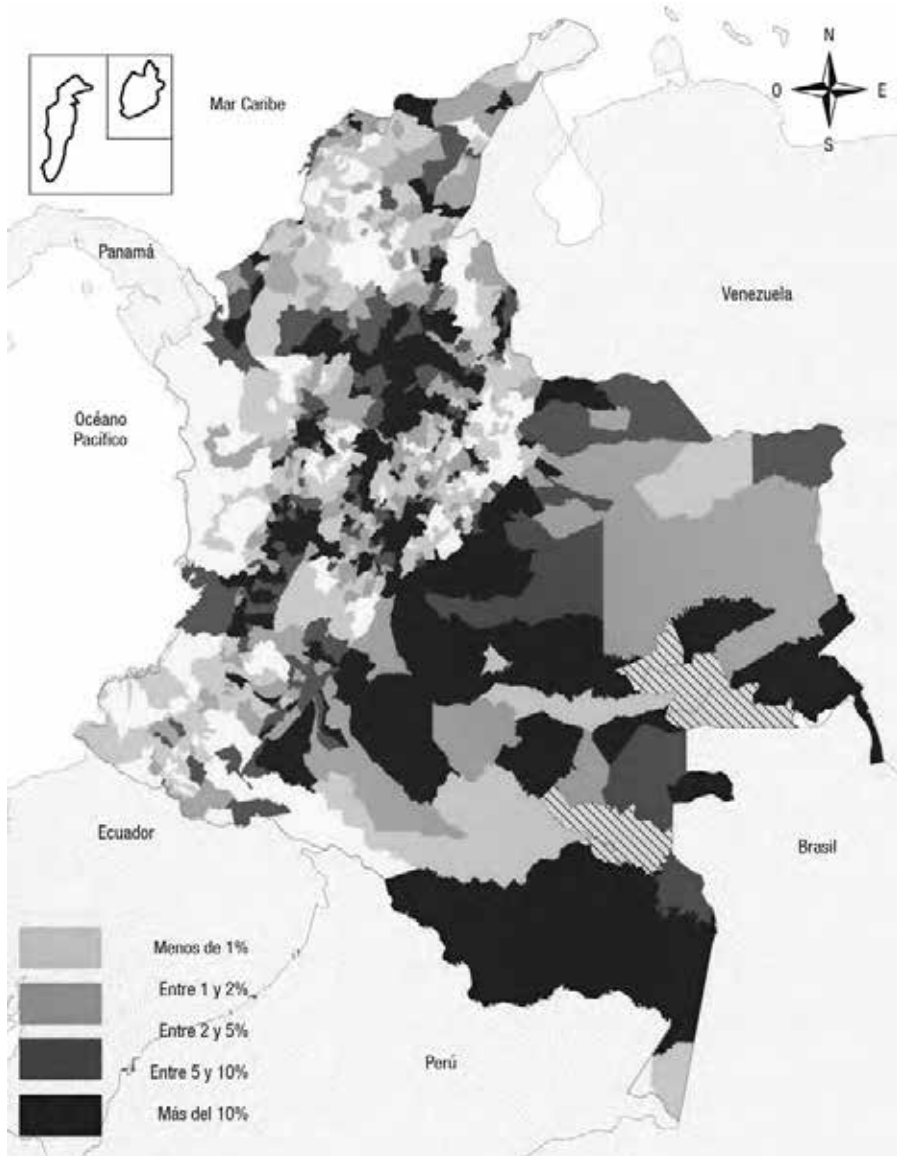
En cuanto al ingreso laboral, en este artículo se aporta evidencia de brechas regionales. Cuando no se tiene en cuenta la educación, las diferencias regionales son más o menos iguales sin importar si las regiones son conformadas de acuerdo con el lugar de nacimiento o el de residencia. Una vez se controla por educación, los desbalances regionales se reducen sustancialmente y Bogotá continúa siendo la región con la fuerza laboral mejor remunerada; sin embargo, las brechas son sensibles a la migración de toda la vida, dado que varían de forma importante si las regiones son analizadas de acuerdo con el lugar de nacimiento.

Algunas regiones se benefician de la migración y su ganancia se puede cuantificar en una fuerza laboral más productiva y, por tanto, un mayor ingreso por habitante. La literatura sobre migración interna en Colombia que se discute en este documento muestra que el efecto dominante que ha tenido Bogotá no es un fenómeno reciente; de hecho, en los censos de 1951, 1964 y 1973 se advertía que Bogotá, comparada con otras ciudades o departamentos, no solamente recibía un mayor número de migrantes, sino también los más calificados.

Otras regiones asumen los costos, cuya pérdida más grande está en su capital humano. En este artículo se muestra que los nacidos en el Pacífico y el Caribe tienen brechas con Bogotá que son menores a las que se pueden observar en el caso de quienes efectivamente residen en esas regiones. La evidencia apunta a que la población que emigró del Pacífico colombiano o del Caribe continental y actualmente reside fuera de sus regiones de origen, está mejor remunerada.

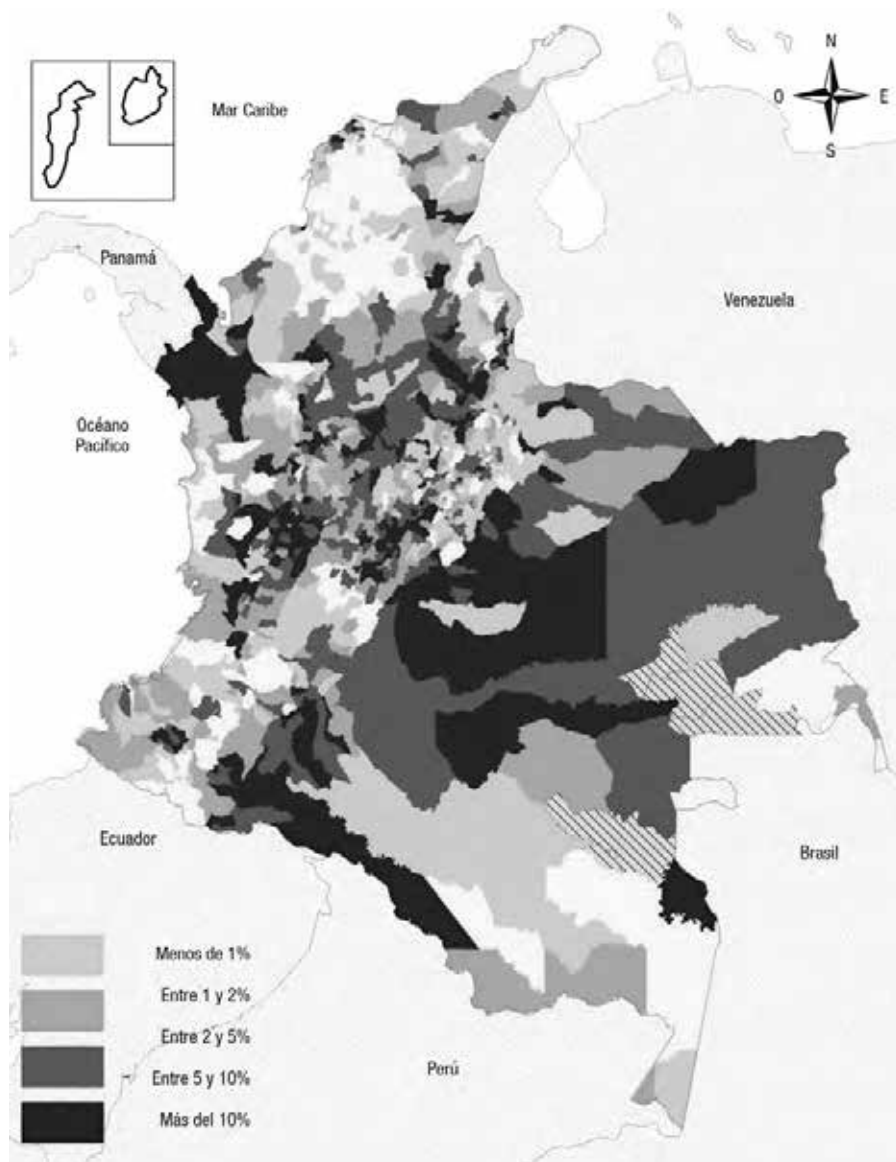
En un escenario donde no hay igualdad de oportunidades entre regiones, migrar y lograr los mayores niveles de educación es una estrategia para quienes nacen en regiones rezagadas. Sin embargo, esta dinámica favorece a la concentración del capital humano en las regiones más prósperas, lo que podría aumentar las brechas económicas entre las regiones. Con todo, en este documento se evidencia el éxito económico que tienen individuos nacidos en la periferia colombiana, que tienen educación universitaria y que en algún momento de sus vidas migraron a Bogotá.

MAPA 1. TASA DE MIGRACIÓN PERMANENTE, 2005



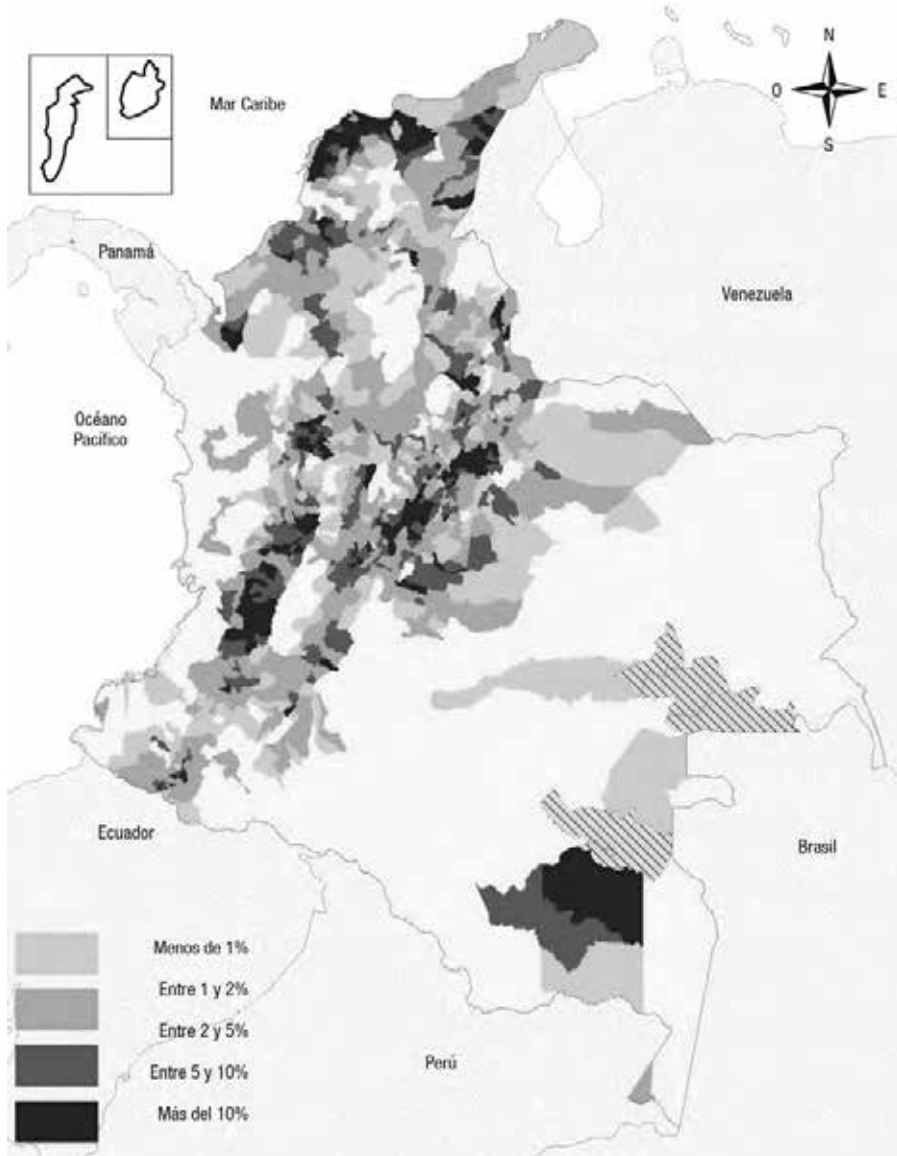
Fuentes: IGAC (información cartográfica) y DANE (Censo general, 2005)

MAPA 2. TASA DE MIGRACIÓN RECIENTE, 2005



Fuentes: IGAC (información cartográfica) y DANE (Censo general, 2005)

MAPA 3. TASA DE MIGRACIÓN PENDULAR, 2005



Fuentes: IGAC (información cartográfica) y DANE (Censo general, 2005)

REFERENCIAS

- Castañeda, Wigberto (1993). “Patrones de migración hacia Bogotá, Medellín, Cali y Barranquilla. Un estudio comparativo”, en *Coyuntura Social*, Fedesarrollo, núm. 9 (noviembre), pp. 121-135.
- Departamento Administrativo Nacional de Estadística [DANE] (1967). *XIII Censo Nacional de Población (julio 15 de 1964). Resumen general*, DANE: Bogotá [citado por Simmons y Cardona (1972)].
- Fields, Gary S. (1979a). “Lifetime Migration in Colombia: Tests of the Expected Income Hypothesis”, en *Population and Development Review*, vol. 5, núm. 2 (junio), pp. 247-265.
- Flórez, Carmen E. (2003). “Migration and the Urban Informal Sector in Colombia”, *Conference on African Migration in Comparative Perspective*, Johannesburgo, Suráfrica, junio 4-7 de 2003.
- Galvis, Luis A. (2004). “Determinantes de la migración interdepartamental en Colombia, 1988-1993”, en Meisel, Adolfo, *Macroeconomía y regiones en Colombia*, Cartagena: Banco de la República, pp. 256-286.
- Leibovich, José (1996). “La migración interna en Colombia. Un modelo explicativo del proceso de asimilación”, en *Planeación y Desarrollo*, vol. 27, núm. 4 (octubre-diciembre), pp. 47-66.
- Martine, George (1975). “Volume, Characteristics and Consequences of Internal Migration in Colombia”, en *Demography*, vol. 12, núm. 2 (mayo), pp. 193-208.
- Martínez, Ciro L. (2006). *Las migraciones internas en Colombia*, Universidad Externado de Colombia: Bogotá.
- Ribe, Helena (1981). “La posición económica de los migrantes y no migrantes en Colombia”, en: *Desarrollo y Sociedad*, núm. 2 (enero), pp. 68-93.
- Romero, Julio. (2009). “Geografía económica del Pacífico colombiano”, en: Documentos de Trabajo sobre Economía Regional, núm. 116 (septiembre), Banco de la República, Cartagena.
- Sapoznikow, Jorge (1981). *Labor Migration and Urbanization in Colombia*, tesis doctoral, Palo Alto, CA: Stanford University.
- Schultz, T. Paul (1971). “Rural-Urban Migration in Colombia”, en *The Review of Economics and Statistics*, vol. 53, núm. 2 (mayo), pp. 157-163.
- Simmons, Alan B.; Cardona, Ramiro (1972). “Rural-Urban Migration: Who Comes, Who Stays, Who Returns? The Case of Bogota, Columbia, 1929-1968”, en *International Migration Review*, vol. 6, núm. 2 (verano), pp. 166-181.
- Udall, Alan T. (1973). *Migration and Employment in Bogota, Colombia*, tesis doctoral, New Haven, CO: Yale University.
- Williams, Lynden S.; Griffin, Ernst C. (1978). “Rural and Small-Town Depopulation in Colombia”, en *Geographical Review*, vol. 68, núm. 1 (enero), pp. 13-30.

**MOVILIDAD INTERGENERACIONAL EN
EDUCACIÓN EN LAS CIUDADES Y REGIONES
DE COLOMBIA**

Leonardo Bonilla Mejía

Este artículo fue publicado originalmente en la *Revista de Economía del Rosario*, vol. 13, núm. 2, pp. 191-233 diciembre de 2010.

El autor es economista del Centro de Estudios Económicos Regionales (CEER) del Banco de la República). El autor agradece los comentarios de Adolfo Meisel, María Aguilera, Laura Cepeda, Andrea Otero, Juan David Barón, Luis Armando Galvis y Julio Romero durante la elaboración del presente documento. Además, agradece los comentarios del evaluador anónimo y del editor de la *Revista de Economía del Rosario*, Rodrigo Taborda.

Las opiniones expuestas no comprometen al Banco de la República ni a su Junta Directiva.

El principal reto para el diseño de políticas sociales en América Latina consiste en cómo romper la transmisión intergeneracional de la desigualdad, aumentando la igualdad de oportunidades (PNUD, 2010). Sin duda éste debe ser uno de los ejes centrales de la agenda de un país como Colombia, cuyo nivel de desigualdad está entre los más altos del mundo, y además es muy persistente. Entre los diferentes canales de transmisión intergeneracional de la desigualdad, el acceso a la educación es uno de los más importantes, y éste es también uno de los principales determinantes de la desigualdad. Por estas razones, la movilidad intergeneracional en educación se ha estudiado ampliamente en los distintos países del mundo. Colombia no es la excepción, encontrándose que, también en este caso, el desempeño del país es pobre (Behrman, Gaviria y Székely, 2001).

Estos temas son igualmente relevantes desde una perspectiva regional. En efecto, la desigualdad no es la misma en todas las regiones de Colombia, y la educación es uno de los principales factores que explica las diferencias regionales en desigualdad (Bonilla, 2009). En el presente documento se explora la movilidad intergeneracional en educación en las ciudades y regiones de Colombia. La pregunta central es, ¿en qué ciudades y regiones la educación de los individuos depende menos de la de sus padres? Además, se estudia si los migrantes tuvieron mayor o menor movilidad. Este tema es pertinente dado que es común asociar la movilidad social con las migraciones, y casi la mitad de la población colombiana ha migrado a lo largo de su vida. Nótese que, en general, este estudio se concentra en los adultos entre 26 y 65 años y, por tanto, en una transmisión de educación que, en últimas, ya culminó. Tiene por ende un enfoque retrospectivo.

Para responder preguntas de esta naturaleza es preciso comenzar por definir qué se entiende por *movilidad*. En la primera sección del documento se profundiza en este tema, y se introducen los siete índices de movilidad que se emplean, todos basados en el concepto de independencia y sensibles a la movilidad de tipo estructural. Lo que señala la literatura especializada es que en este tipo de investigaciones es indispensable ampliar el espectro de índices, dado que no hay un consenso acerca de un índice de movilidad ideal: los resultados pueden variar de manera significativa dependiendo del índice empleado. Este estudio confirma lo anterior, un primer grupo de índices señala que la movilidad dejó de aumentar en la última cohorte, mientras que los del segundo grupo muestran que aquélla sigue creciendo. Así mismo, un primer grupo de índices ubican a Bogotá, Cartagena y Cali entre las ciudades con más movilidad del país, mientras que otros índices señalan que estas ciudades tienen los más bajos niveles. En la segunda sección se hace una breve revisión de la literatura empírica que ha estudiado la movilidad intergeneracional en educación en América Latina y Colombia. En la tercera, se presentan las dos encuestas a partir de las cuales se construyeron los índices. La cuarta sección corresponde

a los resultados y en la quinta, se discuten algunas de las diferencias entre índices, intentando argumentar por qué algunos pueden ser menos confiables. En la última sección se concluye.

I. MEDICIÓN DE LA MOVILIDAD

A diferencia del concepto de *desigualdad*, no hay un consenso acerca de qué se entiende por *movilidad*. Tampoco hay una metodología de medición que sea reconocida como “la mejor”. Lo que se observa en la literatura empírica es que existe un sinnúmero de índices de movilidad y no siempre es claro el criterio por el cual los autores se inclinan por uno o por otro. Además, en la gran mayoría de los casos los resultados pueden variar dependiendo del índice escogido. En este documento se emplean siete índices, todos ellos relativamente conocidos y comparables. Para justificar la elección de éstos, e interpretarlos correctamente, la presente sección comienza por una breve síntesis de conceptos de *movilidad*¹.

En general, cuando se habla de movilidad para una población dada, se estudia el cambio de la distribución de un bien entre dos períodos. Formalmente, si en una población de tamaño n la distribución de un bien era $x_{t-1} = (x_{1,t-1}, x_{2,t-1}, \dots, x_{n,t-1})$ y pasa a ser $x_t = (x_{1,t}, x_{2,t}, \dots, x_{n,t})$, entonces el objeto de estudio es la transformación de la distribución $x_{t-1} \rightarrow x_t$, que se define en el espacio \mathbb{R}^{2n} . Usualmente se modela esta transformación a través de procesos estocásticos de tipo markoviano tales que $x_t = f(x_{t-1}, \varepsilon_t)$. En ciencias sociales los bienes cuya movilidad ha sido más estudiada son los ingresos y la educación. También se han considerado distintas periodicidades, en este caso, el cambio que se analiza se da entre padres e hijos, y por tanto se habla de movilidad intergeneracional².

Para construir un índice M definido en \mathbb{R} que mida cuán móvil es la transformación de distribución $x_{t-1} \rightarrow x_t$, y permita hacer comparaciones, es necesario tener claro qué se entiende por movilidad. Esto se debe a que existen muchas funciones f , tal que $f : \mathbb{R}^{2n} \rightarrow \mathbb{R}$, y cada una de estas puede representar

¹ La literatura consultada incluye revisiones sobre medición de la movilidad, así como aplicaciones entre las cuales están Fields y Ok (1996), Checchi y Dardanoni (2002), Fields (2004), Blanden (2009), y Black y Devereux (2010).

² En contraste con la movilidad intrageneracional, que corresponde a la variación en el transcurso del tiempo de la distribución de las dotaciones de individuos que pertenecen a una misma generación. Mientras que en la movilidad intergeneracional la población se compone de dinastías o sucesiones familiares, en el segundo, cada miembro de la generación estudiada es un individuo poblacional.

un concepto diferente de movilidad³. En Fields y Ok (1996) se revisan varios criterios, a partir de los cuales es más sencillo comprender las diferencias entre distintos conceptos e índices de movilidad. Para introducir los dos primeros conceptos, *movimiento* e *independencia*, se utiliza un ejemplo tomado del trabajo mencionado. Suponiendo una población compuesta por dos individuos, a , b y c son tres distribuciones de un bien cualquiera:

$$a = (1,3)$$

$$b = (3,1)$$

$$c = (2,2)$$

A su vez, I , II y III son transformaciones de distribución tales que:

$$I: (1,3) \rightarrow (1,3) (a \rightarrow a)$$

$$II: (1,3) \rightarrow (3,1) (a \rightarrow b)$$

$$III: (1,3) \rightarrow (2,2) (a \rightarrow c)$$

La pregunta clave es, ¿cuál de las anteriores transformaciones es la más móvil? Si se entiende movilidad como *movimiento*, la transformación II parece ser la más móvil, por cuanto se registran los más grandes cambios en la distribución. En efecto, en la transformación II el individuo 1 pierde dos unidades, y el individuo 2 gana dos, sumando movimientos de cuatro unidades. En cambio, en las transformaciones I y III los movimientos suman cero y dos unidades, respectivamente. Por otro lado, si se entiende movilidad como *independencia*, la transformación III puede considerarse la más móvil, porque la distribución final no depende de la inicial. Esto no aplica para la transformación I , en donde la distribución final es idéntica a la inicial, o en la II , en donde la distribución final es exactamente opuesta a la inicial.

En el contexto de la movilidad intergeneracional es común asociar el concepto de independencia con la igualdad de oportunidades. En efecto, se habla de igualdad de oportunidades cuando la probabilidad de poseer una determinada cantidad del bien es exactamente la misma para todos los individuos, independiente de la distribución del bien en el período anterior. Hay perfecta igualdad de oportunidades en una situación en la que la educación de los individuos no depende de la de sus padres. Lo anterior no sólo implica que los hijos de personas poco educadas tengan las mismas probabilidades de alcanzar un nivel superior que los hijos de profesionales, sino que también requiere que los hijos

³ En este sentido, el problema es similar al de los índices de desigualdad. En efecto, cada uno de éstos corresponde a un concepto particular, que se traduce en una función $f: \mathbb{R}^n \rightarrow \mathbb{R}$ específica.

de profesionales tengan igual probabilidad de alcanzar un nivel inferior que el resto. Perfecta igualdad de oportunidades equivale, entonces, a la ausencia total de transmisión intergeneracional de educación por parte de las familias. En vista de que el documento aborda el tema de la movilidad intergeneracional en educación desde el punto de vista de la igualdad de oportunidades, se emplearán índices cercanos al concepto de independencia.

Hasta ahora, sólo se consideraron transformaciones de distribución en las que no cambia el total de bienes en la población, pero éste no siempre es el caso. Para ilustrar los siguientes conceptos de movilidad se utilizan tres nuevos ejemplos, también tomados de Fields y Ok (1996). Sean las distribuciones d , e y f , y las transformaciones de distribución IV , V y VI , tales que:

$$\begin{aligned} d &= (2,6) \\ e &= (4,12) \\ f &= (2,3) \\ IV: (1,3) &\rightarrow (2,6) \quad (a \rightarrow d) \\ V: (2,6) &\rightarrow (4,12) \quad (d \rightarrow e) \\ VI: (1,3) &\rightarrow (2,3) \quad (a \rightarrow f) \end{aligned}$$

Nótese que en las distribuciones a , d , y e el individuo 2 tiene tres veces más unidades del bien que el individuo 1. Suponiendo que el bien fuera años de educación, lo que se puede ver es que las transformaciones I , IV y V no modifican la distribución relativa de los años de educación. Los índices *relativos* y *ordinales* toman los mismos valores en estas tres transformaciones de distribución, por cuanto son invariantes a la escala. Una definición más formal de los índices de movilidad *relativos* es que son aquellos invariantes ante transformaciones lineales de los datos⁴. Lo anterior implica que un índice relativo toma valores iguales en dos ciudades en las que la distribución relativa de la educación de padres e hijos es la misma, aun habiendo diferencias en los promedios de educación. Los índices de movilidad *ordinales* van más allá y son invariantes ante cualquier transformación monótonica de los datos. En el ejemplo, siempre que el individuo 2 tenga más años que el 1, el índice ordinal será el mismo. Los índices *absolutos*, a diferencia de los relativos y los ordinales, son aquellos sensibles a la escala de las variables, lo que representa una desventaja a la hora de hacer comparaciones entre grupos. Como se verá, el promedio de años de educación de una cohorte o de una ciudad influye sobre los índices de movilidad absolutos.

⁴ Un índice de movilidad es relativo en el sentido débil si $f(\lambda x_{i-1}, \lambda x_i) = f(x_{i-1}, x_i)$, para todo $\lambda > 0$, y es relativo en el sentido estricto si $f(\lambda x_{i-1}, \alpha x_i) = f(x_{i-1}, x_i)$, para todo $\lambda, \alpha > 0$.

Los dos últimos conceptos presentados en esta sección son los de movilidad *de intercambio* y *estructural*. Esta clasificación, más común en la literatura sociológica, permite diferenciar la movilidad *de intercambio*, que resulta de la rotación entre las posiciones disponibles en una distribución dada, y la *estructural*, que se da cuando cambia la distribución. En el contexto de la movilidad en educación, un ejemplo claro de cambio estructural es el aumento en la cobertura en los niveles superiores de educación. La transformación *II* presenta movilidad *de intercambio* dado que se mantiene inalterada la distribución, pero los individuos cambian de lugar. En el caso de la transformación *VI*, en cambio, se puede afirmar que hay movilidad estructural por cuanto la distribución del bien varía. Suponiendo que el bien fuera años de educación, se crea una nueva posición en la categoría a la cual pertenecen los individuos con dos años de educación. En este sentido, también en las transformaciones *IV* y *V* se podría hablar de movilidad estructural, aún manteniéndose inalteradas las distribuciones relativas. En efecto, en términos absolutos aumenta el número de posiciones en los niveles educativos más altos. En este documento se considera que no hay información suficiente para intentar descomponer la movilidad intergeneracional en educación entre sus partes estructural y de intercambio⁵. En cuanto a la búsqueda de índices neutros a cambios estructurales, en principio sólo los índices ordinales cumplen con estas características; sin embargo, éste no siempre es el caso, a continuación se verá por qué el único índice ordinal empleado en este documento también es sensible a cambios estructurales.

El primer índice de movilidad que se emplea en el documento, $M^{Tau B}$, se construye a partir del estadístico de la prueba no paramétrica de dependencia: *Tau B* de Kendall. La idea es medir qué tanto coinciden padres e hijos en cuanto a su posición relativa en la sociedad. Se deben destacar dos características de este tipo de índices. Primero, sólo importa si hay, o no, un cambio de categoría, pero la magnitud del cambio no modifica los resultados. Segundo, los resultados del índice dependen de la definición de las categorías. Como se verá en la siguiente sección, en los ejercicios del documento se consideran cuatro categorías que corresponden a niveles de educación fijos. El hecho de que los rangos no se construyan a partir de información detallada, por ejemplo en años, sino que se toman de niveles educativos fijos, produce muchos empates en las posiciones relativas. Esto implica que $M^{Tau B}$ pierde algunas propiedades particulares de un índice ordinal; concretamente, es sensible a la escala y a cambios de tipo estructural. Un simple ejemplo muestra el porqué: si toda la población duplicara sus años de educación, se registrarían más cambios en las primeras categorías, pero

⁵ El problema está en que no se tiene información más detallada de la educación de los padres. Aspectos metodológicos de este tipo de descomposición pueden encontrarse en Markandya (1982).

ninguno en la última, y nada garantiza que el índice permanezca inalterado ante un cambio de esta naturaleza.

Es común encontrar este índice en estudios sobre movilidad intergeneracional, precisamente por ser una prueba de independencia, concepto que, como se vio, está estrechamente relacionado con la igualdad de oportunidades. El índice puede tomar valores entre -1 y 1. Hay perfecta independencia, o movilidad, cuando el índice es igual a cero, y perfecta dependencia, o movilidad, negativa o positiva, cuando es igual a -1 y 1, respectivamente. En vista de que, en estos ejercicios, la relación estimada entre la educación de los padres y la de los hijos es siempre positiva, en este documento el estadístico *Tau B* nunca tomará valores menores a cero. Por esta razón, es posible definir, para los próximos ejercicios, el siguiente índice de movilidad $M^{Tau B}$ que toma valores entre 0 y 1:

$$M^{Tau B} = 1 - Tau B$$

Este cambio se hace con el propósito de hacer más sencilla la lectura de los resultados. Todos los índices de movilidad empleados en el presente estudio se construyen de manera tal que son iguales a cero en situaciones de perfecta inmovilidad, y a uno en situaciones de perfecta movilidad.

Los siguientes dos índices de movilidad empleados se construyen a partir de matrices de transición. Por esta razón, es indispensable describir esta herramienta antes de seguir adelante. Si se tiene un número finito m de categorías del bien en cuestión, es posible estimar, en cada período, las probabilidades que tienen los individuos de pertenecer a las distintas categorías. En este artículo, por ejemplo, se consideran inicialmente cuatro niveles educativos⁶. Estas probabilidades, que se conocen como *marginales*, pueden representarse en un vector ξ , de dimensión $m \times 1$. La matriz de transición contiene las probabilidades de moverse entre categorías, dadas las probabilidades marginales del período inicial: por ejemplo, las probabilidades de que un individuo cambie de nivel educativo, dado el nivel educativo de uno de sus padres. Si se consideran sólo dos períodos, la matriz de transición P , de dimensión $m \times m$, permite expresar las probabilidades marginales finales como función de las probabilidades marginales iniciales de la siguiente manera:

$$\xi_t = P' \xi_{t-1}$$

⁶ De existir la información, también se podrían construir matrices de transición midiendo la educación en años cursados (o aprobados). La única diferencia es que se tendrían más categorías. Incluso en el caso de variables continuas, como el ingreso, es posible agrupar los individuos, por ejemplo por percentiles, y construir matrices de transición.

donde:

$$\xi_t = \begin{bmatrix} \xi_{1,t} \\ \xi_{2,t} \\ \vdots \\ \xi_{m,t} \end{bmatrix} \text{ y } P = \begin{bmatrix} P_{11} & P_{12} & \cdots & P_{1m} \\ P_{21} & P_{22} & \cdots & P_{2m} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ P_{m1} & P_{m2} & \cdots & P_{mm} \end{bmatrix}$$

P_{ij} es la probabilidad de pasar de la categoría i a la j . Una propiedad de la matriz P es que, por construcción, la suma de los elementos de cada fila es igual a uno, en otras palabras, $\sum_{j=1}^m P_{ij} = 1$. Cuando se dispone de información desagregada por individuo poblacional (como en el presente documento), la inferencia se hace a partir de la distribución de frecuencias; es decir, la probabilidad de pasar de la categoría i a la j es igual al número de individuos que pasaron de la categoría i a la j , dividido por el número de individuos que inicialmente pertenecían a la categoría i :

$$P_{ij} = \frac{n_{ij}}{n_i}$$

En términos más generales, las matrices de transición se construyen a partir de una función f tal que $f: \mathbb{R}^{2^n} \rightarrow \mathbb{R}^{m^2}$. En la gran mayoría de los casos las matrices de transición permiten resumir información, lo que es deseable en estudios de movilidad. Sin embargo, si lo que se quiere es hacer comparaciones, no siempre basta con reducir el problema a m^2 elementos. Por tal razón, también a partir de matrices de transición se construyen índices escalares. Shorrocks (1978) propone un conjunto de índices de movilidad, relativos y basados en el concepto de independencia, que satisfacen la siguiente propiedad: $M(I) \leq M(P) \leq M(Q)$, siendo I la matriz identidad, que representa el caso de perfecta inmovilidad, y Q una matriz, asociada con perfecta movilidad, en la que todas las filas son iguales⁷. Por simplicidad, se normaliza de tal manera que $M(I) = 0$ y $M(Q) = 1$, lo que implica que también en este caso los índices se encuentran entre 0 y 1: son iguales a 0 en caso de perfecta inmovilidad y a uno en caso de perfecta movilidad. Suponer una matriz de transición monótona garantiza que cualquier matriz tenga una medida de movilidad mayor a la de la matriz identidad⁸.

⁷ De ser iguales todas las filas los individuos tienen igual probabilidad de pasar a cualquiera de las categorías, independiente de la categoría en el período inicial.

⁸ Una matriz de transición es monótona si para todo $i=1,2, \dots, (m-1)$ y $j=1,2, \dots, (m-1)$ se tiene que $\sum_{j=1}^k P_{i+1,j} \geq \sum_{j=1}^k P_{i,j}$.

Dos índices que satisfacen estas propiedades son el índice de la *traza* (M^{Tr}) y el de *segundo valor propio* (M^{SVP}). El índice de la traza mide el nivel de concentración en la diagonal principal. Al igual que en $M^{Tau B}$, sólo importa si hay o no un cambio de categoría, pero la magnitud del cambio no modifica los resultados. Por el contrario, el índice de segundo valor propio, también conocido como índice de Prais, mide la distancia entre cualquier matriz, y la matriz idéntica. Una interpretación común del índice de Prais es que mide cuán rápido se olvida el legado familiar. Siendo $\lambda_2(P)$ el segundo valor propio de la matriz P , los índices basados en matrices de transición son tales que:

$$M^{Tr}(P) = \frac{m - traza(P)}{m - 1}$$

$$M^{SVP}(P) = 1 - |\lambda_2(P)|$$

Uno de los problemas asociados con este tipo de medidas es que, una vez construidas las matrices de transición, se da igual importancia a cada una de las categorías, independiente del porcentaje de la población que haya en cada una de estas. Además, en el caso del índice $M^{SVP}(P)$, las distancias se miden en términos de categorías. Por lo anterior, los resultados dependen mucho de cómo éstas se definan; por ejemplo, para efectos del índice $M^{SVP}(P)$ en este documento se asumirá que es lo mismo pasar de primaria a secundaria, que de técnico a profesional. No debería entonces esperarse que los resultados de este tipo de medidas coincidan con los de otras, construidas a partir del número de años de educación. Otro problema que concierne a los dos índices basados en matrices de transición es que, por las mismas razones que $M^{Tau B}$, son sensibles a la escala y a cambios estructurales.

Los últimos tres índices que se emplean en el presente documento se construyen a partir de modelos de regresión lineal, estimados por mínimos cuadrados ordinarios (MCO). En el esquema más sencillo, y también el más empleado en la literatura empírica, la variable dependiente es la cantidad del bien en el momento t , y la independiente es la cantidad del bien en $t - 1$:

$$x_{i,t} = \alpha + \beta x_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$$

El estimador MCO de β puede expresarse como:

$$\hat{\beta} = \rho_{x_t, x_{t-1}} \frac{\sigma_{x_t}}{\sigma_{x_{t-1}}}$$

En el caso de la transmisión intergeneracional de la educación lo usual es usar el número de años cursados (o aprobados) por los hijos y uno de los padres. Como en general no se conocen los años cursados por los padres, se deben hacer supuestos a partir de los niveles reportados. El índice de movilidad M^β se construye a partir del coeficiente estimado $\hat{\beta}$. Al igual que los demás índices, M^β está estrechamente relacionado con el concepto de independencia. En efecto, si $\hat{\beta}$ es igual a cero, entonces se dice que $x_{i,t}$ es estadísticamente independiente de $x_{i,t-1}$. En los ejercicios que se presentarán, el coeficiente estimado $\hat{\beta}$ está siempre entre cero y uno. Entonces tiene sentido considerar un índice de la forma $M^\beta = 1 - \hat{\beta}$, que se lee igual que los demás índices.

Nótese que este índice tiene varias limitaciones. Primero, los cambios de $\hat{\beta}$ pueden explicarse por factores distintos a la correlación entre x_t y x_{t-1} , también llamada correlación intergeneracional. En efecto, $\hat{\beta}$ depende también de la dispersión de x en cada instante del tiempo, que a su vez depende de la media, y por tanto es sensible a la escala. Esto implica que M^β es un índice de movilidad absoluto y que sus resultados se deben interpretar con cautela. Por ejemplo, un aumento en el índice de movilidad M^β (menor $\hat{\beta}$) en una ciudad, puede estar reflejando una reducción (o un menor aumento) en la dispersión del número de años cursados entre padres e hijos $\left(\frac{\sigma_{x_t}}{\sigma_{x_{t-1}}} \right)$, pero no necesariamente una menor correlación entre los años de educación de padres e hijos.

Una versión relativa de este tipo de índice es estimar directamente la correlación intergeneracional, que puede ser más útil a la hora de hacer comparaciones en vista de que controla por los cambios en la dispersión. La idea es normalizar x_t y x_{t-1} por sus respectivas desviaciones estándar. El índice de movilidad correspondiente es $M^\gamma = 1 - \hat{\gamma}$, donde $\hat{\gamma}$ es el estimador MCO de la siguiente ecuación:

$$\frac{x_{i,t}}{\sigma_x} = \alpha + \gamma \frac{x_{i,t-1}}{\sigma_{x_{t-1}}} + \varepsilon_{i,t}$$

Otra limitación, que es válida tanto para M^β como para M^γ , es que se asume que la relación entre la educación de los padres y la de los hijos es lineal. La evidencia empírica sostiene, sin embargo, que en el caso de educación las no linealidades son muy importantes⁹. Más aún, como se mencionó, no hay información acerca de los años de educación de los padres, y es necesario hacer

⁹ Entre más alto sea el nivel promedio de educación, mayores son los esfuerzos que requiere una sociedad para seguir aumentando. Por el lado de los ingresos también hay diferencias importantes. Pasar de 10 a 11 años de educación tiene un impacto mucho mayor sobre los ingresos, que pasar de 17 a 18.

supuestos para construir esta variable. Una alternativa que permite resolver estos dos problemas es emplear variables tipo *dummy* por nivel educativo como variables explicativas. El modelo por estimar es el siguiente:

$$x_{i,t} = \alpha + \sum_{k=1}^{m-1} \delta_k D_{k,i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$$

Donde $D_{k,i}$ es igual a 1 si el individuo i pertenece a la categoría k , y 0 en el caso contrario. En vista de que ya no se tiene un único coeficiente estimado, sino $m-1$, se debe recurrir a una estrategia diferente para construir un indicador de movilidad escalar. Una alternativa es medir cuánto de la varianza total de la regresión es explicada por las *dummies* de educación. Si el aporte no es importante, se entiende que la educación de los hijos es independiente de la de los padres. La descomposición de Fields (1996) es empleada en Andersen (2001) en un contexto muy similar. Sea s_k el aporte de la *dummy* k a la varianza total, tal que:

$$s_k = \frac{\delta_k \sigma_{\delta_k} \rho_{x_i, D_{k,i,t-1}}}{\sigma_{x_i}}$$

El índice de movilidad M^δ se construye a partir de la suma de los aportes de las $m-1$ *dummies*. Dado que esta suma toma valores entre 0 y 1, y que se quiere que el índice se lea igual que los demás, entonces se opta por la siguiente forma:

$$M^\delta = 1 - \sum_{k=1}^{m-1} s_k$$

En la medida en que s_k es función de la varianza de las variables del modelo, se trata también de una medida de movilidad absoluta, la cual también permite calcular el efecto simultáneo de la educación del padre y de la madre. En ese último caso, que se denominará $M^{2\delta}$, se incluyen 2 ($m-1$) *dummies*.

En síntesis, en el presente documento se busca medir la movilidad intergeneracional de la educación, para lo cual se emplean siete índices de movilidad, todos estrechamente relacionados con el concepto de independencia y sensibles a la movilidad de tipo estructural. $M^{Tau B}$ se construye a partir de la correlación por rangos y $M^{Tr}(P)$ y $M^{SVP}(P)$ se hacen con base en matrices de transición. Las principales limitaciones de estos índices es que dependen de la definición de las categorías y en estos ejercicios sólo se consideran cuatro de éstas; además, dada la naturaleza de aquéllas, son índices sensibles a la escala. Entre los índices que se construyen a partir de regresiones, M^β , M^δ y $M^{2\delta}$ son absolutos, y M' es el único relativo. Los índices tipo M^δ tienen varias ventajas sobre el resto, ya que no se hacen supuestos sobre el número de años de educación de los padres, y

se pueden modelar relaciones no lineales. Además, en el caso de $M^{2\delta}$ se emplea la información del padre y de la madre. En los índices $M^{Tau B}$, M^β y M^δ , se construyen desviaciones estándar asintóticas e intervalos de confianza, lo que permite contrastar las diferencias entre grupos. A continuación se hace un breve recuento de la literatura empírica en el tema de la movilidad intergeneracional en educación en Latinoamérica y Colombia.

II. MOVILIDAD INTERGENERACIONAL EN EDUCACIÓN EN AMÉRICA LATINA Y COLOMBIA

Debido a que son muchos los trabajos empíricos de movilidad intergeneracional en educación, en este documento no se pretende hacer una revisión exhaustiva de estos. La sección se concentrará, en cambio, en los principales resultados de estudios comparativos en América Latina y Colombia.

En Azevedo y Bouillon (2009), quienes hacen una revisión relativamente completa de lo que se ha trabajado en América Latina, pueden identificarse dos grandes enfoques en cuanto a la movilidad intergeneracional: uno dedicado a los adultos y el otro a niños y adolescentes. El primer enfoque, netamente retrospectivo como el del presente documento, es el empleado por Behrman, Gaviria y Székely (2001). Los autores se concentran en los adultos empleando encuestas en las que se indaga acerca de la educación de los padres en Brasil, Colombia, México, Perú y los Estados Unidos¹⁰, y construyen índices tipo M^β . Los autores encuentran que los países latinoamericanos tienen menos movilidad que los Estados Unidos, destacándose Colombia y Brasil por sus bajos niveles. Asimismo, se muestra que, aún cuando las diferencias son pequeñas, en las ciudades hay mayor movilidad que en las zonas rurales, y los hombres la presentan más que las mujeres. Los autores también observan que la movilidad ha venido aumentando en el transcurso del tiempo; en efecto, las cohortes más recientes tienen más movilidad que sus predecesoras. Sin embargo, se ha venido reduciendo la tasa de crecimiento de la movilidad, hasta el punto de que en México la última cohorte estudiada registra un leve descenso. El segundo enfoque es el empleado en Dahan y Gaviria (1999), y Andersen (2001), en donde el objeto de estudio es la brecha educativa de jóvenes que todavía habitan con sus padres. Esta aproximación tiene la ventaja de que se tiene amplia información del hogar y de los padres. Mientras que Dahan y Gaviria (1999) se concentran en las diferencias entre hermanos, Andersen (2001) incluye todos los jóvenes. En ambos casos se construyen índices comparables a M' .

¹⁰ Los autores se concentran en la población entre 23 y 69 años. En el caso de Colombia se emplea la Encuesta de calidad de vida de 1997.

Entre los estudios sobre Colombia está el de Gaviria (2002), quien con la misma información y metodología de Behrman, Gaviria y Székely (2001) construye índices de movilidad M^{β} para seis regiones de Colombia. Lo que se encuentra es que la zona Central y la capital son las regiones más móviles. Le siguen en orden descendente las regiones Caribe, Pacífica, Antioquia y la Oriental. También se muestra que hay mayor movilidad en las ciudades de más de 300.000 habitantes. En Nina, Grillo y Alonso (2003) se estiman matrices de transición por métodos de máxima verosimilitud, e índices tipo $M^{Tr}(P)$ y $M^{SVP}(P)$ por deciles de ingreso para siete ciudades¹¹. Uno de los principales resultados es que a mayor nivel de ingreso, menor movilidad; además, se encuentra que para distintos rangos de ingreso Bogotá registra niveles de movilidad inferiores a los de las demás ciudades.

Cartagena (2003) emplea la Encuesta de calidad de vida (ECV) de 1997 para construir una medida de movilidad ascendente, que corresponde a la probabilidad de que un individuo supere el nivel educativo del padre. Una vez más se confirma que hay una disminución en el ritmo de crecimiento de la movilidad, en este caso, a partir de los años setenta. Un último trabajo que se menciona es Tenjo y Bernal (2004)¹², en el cual con base en la ECV de 2003, se construyen matrices de transición e índices de movilidad tipo M^{β} ; además, se estiman modelos *probit* y modelos de duración. Como en otros trabajos, se verifica que la movilidad se reduce a medida que aumentan los niveles educativos; igualmente, se encuentra que la educación de la madre es más determinante que la del padre, que los logros educativos son mayores en las ciudades y que los de las mujeres ya superaron a los de los hombres.

Aún cuando los trabajos mencionados coinciden en algunas de sus conclusiones; por ejemplo, que durante los últimos años se ha observado una desaceleración en la movilidad, tal vez relacionada con mayores niveles de ingreso y educación, también hay diferencias entre estos. De hecho, Behrman, Gaviria y Székely (2001) muestran que los hombres tuvieron mayor movilidad que las mujeres, contrario a lo que concluyen Tenjo y Bernal (2004). Así mismo, Gaviria (2002) encuentra que Bogotá es una de las regiones más móviles, mientras que Nina, Grillo y Alonso (2003) clasifican a la capital entre las ciudades que lo son menos. Nótese que la mayor parte de estos estudios basan sus conclusiones en un único índice de movilidad, por lo que es imposible saber si las diferencias

¹¹ Se deben estimar a partir del cambio en la distribución a lo largo del tiempo porque no hay información acerca del nivel educativo de los padres. Los ejercicios se realizan con base en la Encuesta nacional de hogares (1978-1996).

¹² Una alternativa al modelo tradicional propuesta por los autores es dividir el número de años de educación por el promedio. De esta manera se controla por la edad.

en las conclusiones radican en el período de referencia, las fuentes de información o el índice escogido. Para evitar esto, en el presente documento se retoman varios de los índices empleados en estudios previos y presentados en la sección anterior; además, se calculan índices a partir de dos encuestas diferentes, que se detallan a continuación.

III. FUENTES ESTADÍSTICAS

Las distintas metodologías requieren de información acerca de la educación de los padres. Dos encuestas recientes del DANE, que cumplen con este requisito, se emplean en el presente estudio: las etapas correspondientes a los dos primeros trimestres de 2008 de la Gran encuesta integrada de hogares (GEIH) y la ECV de 2008. En ambos casos se tiene representatividad a nivel nacional y cabecera/resto. Las diferencias más importantes entre las encuestas son el tamaño de la muestra y la representatividad regional. La primera cuenta con 407.899 entrevistados, y es representativa en 23 ciudades o áreas metropolitanas. La segunda tiene 50.542 observaciones y es representativa en nueve regiones¹³. Además la ECV tiene información acerca de las migraciones. En todos los ejercicios se emplean factores de expansión del DANE. Sólo se consideran individuos mayores de 25 años, ya que entre los más jóvenes la proporción de personas que todavía está estudiando es muy alta; tampoco se incluyen mayores de 65 años. Además, se descartan los individuos que no reportan la educación de los padres. Los tamaños efectivos de muestra se reportan en el Cuadro 1.

CUADRO 1. TAMAÑOS EFECTIVOS DE MUESTRA

INFORMACIÓN DE EDUCACIÓN	GEIH	ECV
Padre	150.909	16.143
Madre	141.454	16.171
Padre y madre	129.786	13.942

Fuente: cálculos del autor con base en GEIH (2008 I-II) y ECV (2008).

¹³ Las nueve regiones son: Caribe continental, denominada Atlántica por el DANE (La Guajira, Cesar, Magdalena, Atlántico, Bolívar, Sucre y Córdoba); Oriental (Norte de Santander, Santander, Boyacá, Cundinamarca y Meta); Central (Caldas, Quindío, Risaralda, Tolima, Huila y Caquetá); Pacífica (Chocó, Cauca y Nariño); Bogotá; San Andrés; Amazonía-Orinoquía (Arauca, Casanare, Vichada, Guainía, Guaviare, Vaupés, Amazonas y Putumayo); Antioquia y Valle del Cauca.

Es importante señalar que en las encuestas sólo se pregunta el nivel educativo más alto alcanzado por los padres, pero no se conoce el número de años cursados. Esto implica que, para los índices M^B y M^V , se deben imputar el número de años de educación correspondientes a cada nivel¹⁴. Como se verá, en la GEIH se encuentra sistemáticamente mayor cantidad de años, y también mayor varianza que en la ECV, lo que se explica, en gran medida, porque se dispone de información más precisa en la ECV. Además, las opciones de respuesta para los padres no son iguales a las de los hijos, y varían entre encuestas. Se hace entonces necesario reclasificar las respuestas para construir las matrices de transición. En general, se consideran cuatro categorías, pero hay diferencias entre encuestas (Cuadro 2).

CUADRO 2. RECLASIFICACIÓN DE NIVELES EDUCATIVOS POR ENCUESTA

NIVEL EDUCATIVO	GEIH	ECV
1		Primaria o menos
2		Secundaria
3	Superior sin título	Técnico/tecnológico
4	Superior con título	Universitario

Nota: superior incluye educación técnica, tecnológica y universitaria. En el resto de los casos se consideran niveles completos o incompletos. Fuente: elaborado por el autor.

Otro problema que resulta de la insuficiente información sobre los padres es que se debe agrupar, por un lado, analfabetas con personas que cursaron la primaria, y por el otro, profesionales con y sin posgrado. Esto resta precisión a los índices basados en matrices de transición, no sólo en cuanto a las distancias, sino también porque no se puede contabilizar la movilidad dentro de estos grupos.

IV. RESULTADOS

En esta sección se presentan resultados de movilidad intergeneracional en educación de las dos encuestas, desagregando, primero, por género, cohorte y, en seguida, por lugar de residencia del encuestado. Por último, se verificará si existen diferencias en movilidad entre migrantes y no migrantes. Por cuanto el presente documento es una versión resumida, sólo se presentarán los resultados de mayor interés. En el documento de trabajo (Bonilla, 2010), se pueden consultar los resultados completos de los ejercicios.

¹⁴ Otros trabajos en los que se hacen este tipo de imputaciones son Checchi, Fiorio y Leonardi (2008) y Fessler, Mooslechner y Schuerz (2009).

A. MOVILIDAD POR GÉNERO Y COHORTE

El Cuadro 3 muestra, para las dos encuestas, los niveles de educación, el promedio y la desviación estándar de los años cursados de los encuestados y de sus padres. Los índices se presentan a nivel nacional para encuestados entre 26 y 65 años, así como desagregados por género y cohorte del encuestado. En las dos últimas columnas se reporta el cambio intergeneracional en el promedio y la desviación estándar de años de educación. Como era de esperarse, entre los encuestados y sus padres hay un aumento importante en la educación. La proporción de personas con primaria o menos se redujo a la mitad, aumentado considerablemente la secundaria, y en menor medida los niveles superiores de educación. Nótese que la ECV reporta sistemáticamente menos años de educación en los padres y, por tanto, mayores aumentos entre generaciones. El hecho de que la composición por grupos educativos sea relativamente similar entre encuestados, respalda la idea de que la diferencia radica en los supuestos a partir de los cuales se construyó el número de años de educación de los padres.

Aún cuando la diferencia es relativamente pequeña, las dos encuestas coinciden en que las mujeres aumentaron el promedio de años más que los hombres, y los superaron. Esto podría interpretarse como convergencia intergeneracional en educación entre hombres y mujeres, ya que las madres tenían un nivel educativo muy inferior al de los padres. Aún así, las mujeres tienen menores probabilidades de tener educación superior. Con respecto a las diferencias entre cohortes, se observa que el nivel educativo de los encuestados ha venido aumentando de manera sostenida, así como el de sus respectivos padres. Sin embargo, el cambio relativo en los años de educación retrocede en la cohorte 26-35. Esto se explica en gran medida porque los padres de la última cohorte tuvieron niveles educativos sustancialmente mayores a los de las cohortes anteriores, lo que probablemente refleja la rápida expansión de la cobertura educativa entre 1950 y 1965 (Ramírez y Téllez, 2006).

Los cambios en los promedios, sin embargo, no permiten saber si las mejoras en educación se dieron de manera homogénea o si se concentraron en algunos grupos en particular. Los índices de movilidad reportados en el Cuadro 4 muestran que los logros educativos de los encuestados estuvieron condicionados por la educación de sus padres. Lo primero que debe señalarse es que, con la excepción de M^{β} , y aún cuando se emplearon categorías diferentes, los índices de las dos encuestas tienen valores similares y en general se mantiene el orden de los resultados¹⁵.

¹⁵ Una explicación para la gran diferencia en M^{β} es que, dado que en la ECV se tiene información más detallada sobre la educación de los padres, al imputar los años de educación se genera una mayor varianza. Esto reduce el coeficiente β y aumenta el índice M^{β} . Una vez se corrige por las desviaciones estándar (M^{σ}), la diferencia entre encuestas se reduce sustancialmente.

CUADRO 3. NIVEL Y AÑOS DE EDUCACIÓN (PROMEDIO Y DESVIACIÓN ESTÁNDAR) DE LOS ENCUESTADOS Y SUS PADRES Y CAMBIO INTERGENERACIONAL, NACIONAL, POR GÉNERO Y COHORTE DEL ENCUESTADO

		PORCENTAJE DE ENCUESTADOS POR MÁXIMO NIVEL EDUCATIVO ALCANZADO POR EL 'PADRE'				AÑOS DE EDUCACIÓN DEL 'PADRE'		PORCENTAJE DE POBLACIÓN POR MÁXIMO NIVEL EDUCATIVO ALCANZADO POR LA 'MADRE'				
		1	2	3	4	PROMEDIO	DESVIACIÓN ESTÁNDAR	1	2	3	4	
				84,0	11,3	1,7	3,0	4,37	3,33	86,2	11,4	0,9
GEIH	26-65 años											
	Género	Hombre	83,6	11,5	1,8	3,2	4,38	3,39	85,8	11,6	1,0	1,6
		Mujer	85,8	11,6	1,0	1,6	4,37	3,27	86,6	11,2	0,9	1,3
	Cohorte	56-65 años	90,0	7,0	1,2	1,8	3,49	3,22	91,7	7,2	0,6	0,6
		46-55 años	87,4	8,8	1,4	2,4	4,03	3,26	89,1	9,6	0,5	0,7
		36-45 años	86,0	10,0	1,3	2,7	4,32	3,19	88,2	9,9	0,7	1,2
26-35 años		77,5	15,8	2,4	4,3	5,01	3,43	79,6	16,0	1,8	2,6	
ECV	26-65 años	82,5	12,2	1,3	4,0	3,76	3,98	85,0	12,3	1,2	1,6	
	Género	Hombre	81,9	12,8	1,3	4,0	3,79	4,01	84,9	12,4	1,0	1,7
		Mujer	83,1	11,6	1,4	4,0	3,74	3,95	85,0	12,3	1,3	1,5
	Cohorte	56-65 años	88,6	7,8	1,0	2,5	2,90	3,57	90,8	8,1	0,6	0,5
		46-55 años	85,5	10,1	1,0	3,3	3,41	3,80	87,9	10,3	0,8	1,0
		36-45 años	85,6	10,3	1,0	3,1	3,46	3,69	87,5	10,8	0,9	0,9
26-35 años		76,0	16,3	2,0	5,7	4,55	4,31	77,9	16,9	2,0	3,2	

(*) Para la definición de los niveles educativos, véase el Cuadro 2.

Fuente: cálculos del autor con base en DANE (GEIH, 2008 I-II; ECV, 2008).

Por su parte, algunos índices, como M^{β} , registran mayores niveles de movilidad con respecto a la educación del padre que frente a la de la madre, mientras que otros indican lo contrario ($M^{\tau B}$). En general, las diferencias no son muy importantes y en el caso de M^{ν} , en general, éstas no son significativas.

En cuanto a las diferencias según género, la mayoría de los índices reflejan que las mujeres han tenido mayor movilidad que los hombres, lo que es consistente con los resultados de Tenjo y Bernal (2004). Aún cuando en la GEIH M^{β} y M^{ν} con respecto a la educación de la madre, indican lo contrario, estas diferencias no son significativas. Este resultado va más allá de una reducción en las disparidades de género. Las matrices de transición muestran que las mujeres tuvieron mayor éxito para alcanzar niveles superiores de educación¹⁶. Con respecto a la educación del padre, sólo en el caso de la ECV y de las hijas de hombres profesionales, no se verifica esto. Cabe destacar que las mujeres hijas de mujeres profesionales superaron ampliamente a los hombres en su participación en el nivel superior. Pero no todo es favorable para las mujeres, pues también tuvieron mayor movilidad porque registran mayores retrocesos

¹⁶ Véase el Anexo 2, del documento de trabajo Bonilla (2010), pp. 55-54.

AÑOS DE EDUCACIÓN DE LA 'MADRE'		PORCENTAJE DE POBLACIÓN POR MÁXIMO NIVEL EDUCATIVO ALCANZADO POR EL 'ENCUESTADO'				AÑOS DE EDUCACIÓN DEL 'ENCUESTADO'		PROMEDIO AÑOS HIJO/'PADRE'	DESVIACIÓN ESTÁNDAR AÑOS HIJO/'PADRE'
PROMEDIO	DESVIACIÓN ESTÁNDAR	1	2	3	4	PROMEDIO	DESVIACIÓN ESTÁNDAR		
4,13	2,92	40,7	37,9	3,3	18,2	8,25	5,02	1,89	1,51
4,15	2,98	41,5	37,1	3,6	17,9	8,21	5,09	1,87	1,50
4,11	2,87	42,6	37,1	3,0	17,3	8,29	4,95	1,90	1,51
3,26	2,86	63,9	22,3	1,1	12,7	6,00	5,13	1,72	1,59
3,76	2,78	47,2	32,7	2,0	18,1	7,71	5,25	1,91	1,61
4,12	2,78	38,6	40,2	2,4	18,8	8,45	4,91	1,96	1,54
4,80	3,04	29,1	45,1	5,6	20,1	9,32	4,56	1,86	1,33
3,42	3,47	40,0	36,6	8,6	14,8	8,28	5,00	2,20	1,26
3,41	3,49	40,3	36,8	7,8	15,0	8,19	5,03	2,16	1,25
3,43	3,46	39,7	36,3	9,3	14,6	8,36	4,97	2,24	1,26
2,61	2,96	62,9	21,8	4,2	11,0	6,09	5,15	2,10	1,44
3,02	3,26	46,7	31,9	6,0	15,4	7,71	5,29	2,26	1,39
3,21	3,20	38,7	38,9	8,3	14,0	8,37	4,86	2,42	1,32
4,26	3,91	28,2	43,3	12,2	16,4	9,41	4,51	2,07	1,05

educativos. En particular, se debe destacar que las hijas de personas clasificadas en nivel 3 bajaron al nivel de secundaria en mayor proporción.

Pasando al análisis por cohortes, $M^{SVP}(P)$ y M^β , y en menor medida $M^{Tr}(P)$, muestran que la movilidad ha aumentado de manera sostenida a lo largo del tiempo, mientras que el resto de los índices coinciden en que la movilidad aumentó hasta la edad de 36-45 años, y se estabilizó en la de 26-35 años (la diferencia entre las dos cohortes no es significativa ni en $M^{Tau B}$ ni en M'). Un aumento en la movilidad, como el que con certeza se observó hasta la cohorte 36-45, puede explicarse en gran medida por el progresivo aumento de la cobertura en los distintos niveles educativos. En efecto, la mayor oferta educativa, particularmente en entidades públicas, hizo cada vez más accesibles los distintos niveles, superándose poco a poco efectos restrictivos de las circunstancias familiares. Incluso para la última cohorte habría razones para creer que la movilidad debería seguir aumentando, en particular, la persistencia en el nivel primaria o menos siguió bajando. Sin embargo, en la última cohorte también aumentó la persistencia en los niveles 2 y 3¹⁷. Además, se presentó un salto importante en

¹⁷ Véanse las matrices de transición en el Anexo 1 del documento de trabajo Bonilla (2010), pp. 45-50.

CUADRO 4. ÍNDICES DE MOVILIDAD INTERGENERACIONAL, NACIONAL, POR GÉNERO Y COHORTE DEL ENCUESTADO

		CON RESPECTO AL 'PADRE'					
		TAU B	ÍNDICES BASADOS EN MATRICES DE TRANSICIÓN		ÍNDICES BASADOS EN REGRESIONES		
			TRAZA	2 VALOR PROPIO	BETA (AÑOS)	GAMMA (AÑOS)	DELTA (NIVELES)
Nacional 26-65 años		0,613 (0,613-0,613)	0,739	0,473	0,251 (0,243-0,257)	0,503 (0,498-0,507)	0,809
Género 26-65 años	Hombre	0,600 (0,599-0,599)	0,729	0,472	0,242 (0,231-0,252)	0,495 (0,488-0,502)	0,796
	Mujer	0,625 (0,625-0,625)	0,748	0,474	0,259 (0,249-0,267)	0,510 (0,504-0,516)	0,821
GEIH	56-65 años	0,585 (0,584-0,585)	0,678	0,304	0,160 (0,140-0,179)	0,472 (0,460-0,484)	0,784
	46-55 años	0,632 (0,631-0,632)	0,762	0,454	0,222 (0,207-0,237)	0,518 (0,508-0,526)	0,823
	36-45 años	0,642 (0,641-0,642)	0,730	0,473	0,282 (0,268-0,294)	0,534 (0,525-0,541)	0,831
	26-35 años	0,598 (0,597-0,598)	0,764	0,531	0,355 (0,344-0,366)	0,516 (0,507-0,523)	0,793
Nacional 26-65 años		0,618 (0,618-0,618)	0,716	0,499	0,341 (0,324-0,357)	0,475 (0,462-0,488)	0,819
Género 26-65 años	Hombre	0,601 (0,600-0,601)	0,682	0,482	0,309 (0,285-0,333)	0,449 (0,429-0,467)	0,797
	Mujer	0,634 (0,633-0,634)	0,747	0,509	0,370 (0,347-0,392)	0,499 (0,480-0,517)	0,838
ECV	56-65 años	0,599 (0,598-0,600)	0,725	0,373	0,201 (0,152-0,249)	0,446 (0,412-0,479)	0,808
	46-55 años	0,611 (0,610-0,611)	0,685	0,460	0,242 (0,205-0,279)	0,455 (0,428-0,481)	0,816
	36-45 años	0,676 (0,675-0,676)	0,732	0,504	0,359 (0,326-0,390)	0,513 (0,488-0,537)	0,855
	26-35 años	0,613 (0,611-0,613)	0,756	0,570	0,474 (0,448-0,499)	0,497 (0,472-0,521)	0,809

Nota: entre paréntesis, los intervalos de confianza de los índices M TauB, Mb y Md al 5% de significancia.

Fuente: cálculos del autor con base en DANE (GEIH, 2008 I-II; ECV, 2008).

la educación de los padres que no se vio reflejado en un avance proporcional entre los hijos. También fue mucho menor el aumento en la dispersión en los años de educación en la última cohorte. Esto explica por qué, aun habiendo niveles similares de movilidad relativa, algunos índices absolutos como M^{β} tomen valores más altos (Cuadro 4). Una discusión más amplia en las diferencias entre índices se encuentra en la sección VI.

TAU B	CON RESPECTO A LA 'MADRE'					CON RESPECTO AL 'PADRE' Y A LA 'MADRE'
	ÍNDICES BASADOS EN MATRICES DE TRANSICIÓN		ÍNDICES BASADOS EN REGRESIONES			
	TRAZA	2 VALOR PROPIO	BETA (AÑOS)	GAMMA (AÑOS)	DELTA (NIVELES)	
0,623 (0,623-0,623)	0,739	0,474	0,169 (0,160-0,176)	0,512 (0,507-0,516)	0,818	0,774
0,619 (0,619-0,619)	0,727	0,472	0,174 (0,162-0,186)	0,516 (0,508-0,523)	0,814	0,766
0,627 (0,626-0,627)	0,752	0,474	0,163 (0,152-0,174)	0,508 (0,501-0,514)	0,822	0,781
0,612 (0,611-0,612)	0,695	0,305	0,109 (0,086-0,130)	0,499 (0,486-0,511)	0,813	0,759
0,643 (0,642-0,643)	0,710	0,439	0,127 (0,108-0,144)	0,534 (0,525-0,543)	0,831	0,791
0,655 (0,654-0,655)	0,781	0,524	0,215 (0,199-0,229)	0,552 (0,543-0,560)	0,842	0,795
0,595 (0,594-0,595)	0,751	0,513	0,266 (0,253-0,279)	0,506 (0,496-0,514)	0,789	0,744
0,626 (0,625-0,626)	0,688	0,442	0,228 (0,209-0,246)	0,458 (0,444-0,470)	0,825	0,777
0,624 (0,623-0,624)	0,741	0,459	0,220 (0,192-0,247)	0,455 (0,435-0,474)	0,823	0,758
0,628 (0,627-0,628)	0,645	0,403	0,235 (0,210-0,260)	0,460 (0,442-0,478)	0,825	0,792
0,606 (0,605-0,607)	0,542	0,269	0,021 (-0,03-0,076)	0,428 (0,396-0,460)	0,809	0,763
0,626 (0,625-0,627)	0,714	0,420	0,121 (0,078-0,162)	0,453 (0,426-0,478)	0,821	0,775
0,674 (0,672-0,674)	0,759	0,487	0,234 (0,197-0,269)	0,491 (0,467-0,515)	0,867	0,818
0,608 (0,607-0,608)	0,688	0,489	0,387 (0,359-0,415)	0,461 (0,437-0,485)	0,794	0,750

B. MOVILIDAD POR LUGAR DE RESIDENCIA DEL ENCUESTADO, CABECERA/RESTO, 23 CIUDADES Y NUEVE REGIONES

En los cuadros 5 y 6 se desagregan niveles y años de educación e índices de movilidad por lugar de residencia de los encuestados entre cabecera y resto. En ambas encuestas se observa que los habitantes de las cabeceras y sus padres tienen niveles de educación significativamente superiores a los del resto. El porcentaje de la población con primaria o menos cae en las cabeceras de alrededor del 80% al 30%, mientras que el resto sólo desciende de alrededor de 96% a 76%.

CUADRO 5. NIVEL Y AÑOS DE EDUCACIÓN (PROMEDIO Y DESVIACIÓN ESTÁNDAR) DE LOS ENCUESTADOS Y SUS PADRES Y CAMBIO INTERGENERACIONAL, 26-65 AÑOS, POR LUGAR DE RESIDENCIA DEL ENCUESTADO, 23 CIUDADES*

		PORCENTAJE DE ENCUESTADOS POR MÁXIMO NIVEL EDUCATIVO ALCANZADO POR EL 'PADRE'				AÑOS DE EDUCACIÓN DEL 'PADRE'		PORCENTAJE DE POBLACIÓN POR MÁXIMO NIVEL EDUCATIVO ALCANZADO POR LA 'MADRE'			
		1	2	3	4	PROMEDIO	DESVIACIÓN ESTÁNDAR	1	2	3	4
GEIH	Cabecera	80,2	13,8	2,1	3,8	4,82	3,36	82,9	14,1	1,2	1,9
	Resto	97,5	2,2	0,1	0,2	2,76	2,63	97,8	2,1	0,1	0,1
ECV	Cabecera	79,00	14,39	1,65	4,96	4,27	4,17	81,72	14,88	1,43	1,97
	Resto	96,19	3,47	0,11	0,23	1,78	2,18	96,97	2,80	0,12	0,11

*Para la definición de los niveles educativos, véase el Cuadro 2.
Fuente: cálculos del autor con base en DANE (GEIH, 2008 I-II; ECV, 2008).

CUADRO 6. ÍNDICES DE MOVILIDAD INTERGENERACIONAL, 26-65 AÑOS, POR LUGAR DE RESIDENCIA DEL ENCUESTADO, CABECERA/RESTO

		CON RESPECTO AL 'PADRE'					
		TAU B	ÍNDICES BASADOS EN MATRICES DE TRANSICIÓN		ÍNDICES BASADOS EN REGRESIONES		
			TRAZA	2 VALOR PROPIO	BETA (AÑOS)	GAMMA (AÑOS)	DELTA (NIVELES)
GEIH	Cabecera	0,630 (0,629-0,630)	0,776	0,543	0,328 (0,321-0,334)	0,532 (0,527-0,536)	0,823
	Resto	0,782 (0,781-0,782)	0,707	0,349	0,597 (0,571-0,622)	0,697 (0,677-0,716)	0,948
ECV	Cabecera	0,631 (0,630-0,631)	0,747	0,560	0,427 (0,407-0,447)	0,506 (0,488-0,523)	0,832
	Resto	0,780 (0,778-0,781)	0,819	0,517	0,394 (0,355-0,432)	0,640 (0,617-0,662)	0,947

		CON RESPECTO A LA 'MADRE'					CON RESPECTO AL 'PADRE' Y A LA 'MADRE'	
		TAU B	ÍNDICES BASADOS EN MATRICES DE TRANSICIÓN		ÍNDICES BASADOS EN REGRESIONES			DELTA (NIVELES)
			TRAZA	2 VALOR PROPIO	BETA (AÑOS)	GAMMA (AÑOS)	DELTA (NIVELES)	
GEIH	Cabecera	0,634 (0,634-0,634)	0,775	0,549	0,237 (0,228-0,245)	0,542 (0,536-0,546)	0,830	0,789
	Resto	0,792 (0,791-0,792)	0,808	0,408	0,561 (0,534-0,587)	0,674 (0,654-0,693)	0,946	0,921
ECV	Cabecera	0,634 (0,633-0,634)	0,718	0,501	0,321 (0,298-0,343)	0,487 (0,469-0,504)	0,835	0,790
	Resto	0,810 (0,808-0,811)	0,759	0,437	0,318 (0,279-0,357)	0,614 (0,591-0,636)	0,949	0,920

Fuente: cálculos del autor con base en DANE (GEIH, 2008 I-II; ECV, 2008)

AÑOS DE EDUCACIÓN DE LA 'MADRE'		PORCENTAJE DE POBLACIÓN POR MÁXIMO NIVEL EDUCATIVO ALCANZADO POR EL 'ENCUESTADO'				AÑOS DE EDUCACIÓN DEL 'ENCUESTADO'		PROMEDIO AÑOS HIJO/'PADRE'	DESVIACIÓN ESTÁNDAR AÑOS HIJO/'PADRE'
PROMEDIO	DESVIACIÓN ESTÁNDAR	1	2	3	4	PROMEDIO	DESVIACIÓN ESTÁNDAR		
4,53	2,89	30,2	43,0	4,1	22,7	9,35	4,83	1,94	1,44
2,74	2,58	77,9	19,5	0,3	2,3	4,35	3,50	1,58	1,33
3,88	3,63	30,92	40,53	10,48	18,06	9,25	4,84	2,16	1,16
1,72	2,04	75,26	21,17	1,49	2,07	4,55	3,67	2,56	1,68

Además, el porcentaje de los encuestados con nivel secundario de las cabeceras duplica el del resto. Asimismo, en las cabeceras también aumentó mucho más la proporción de personas con educación superior. Las encuestas, sin embargo, discrepan en cuanto al cambio en el promedio y la dispersión de los años de educación. Mientras que en la GEIH se registra que los habitantes de las cabeceras aumentaron en mayor proporción el número de años, así como la desviación estándar, en ECV se encuentra lo contrario. La gran diferencia está en el número de años de educación de los padres, que es mucho más baja en la ECV para la población rural. Una explicación para la diferencia es que la ECV tiene información más desagregada, y permite diferenciar primaria incompleta de completa, cosa que no es posible en la GEIH. El mayor nivel de desagregación permite hacer supuestos más precisos en la ECV, lo que lleva, en el caso de los padres de los entrevistados en el resto, a promedios significativamente más bajos.

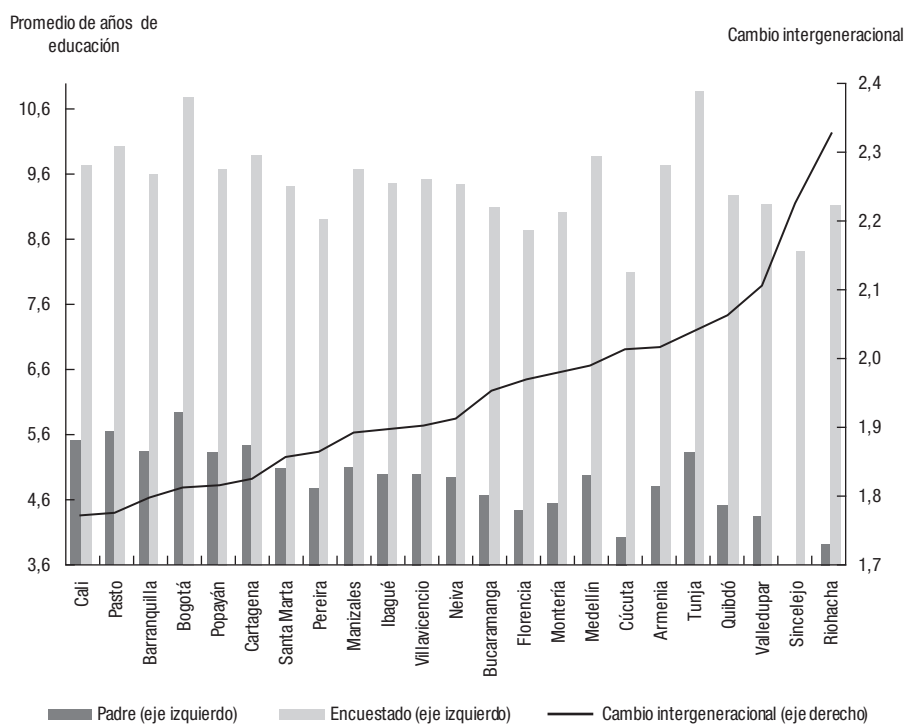
Sólo el índice $M^{SVP}(P)$ señala, en todas las especificaciones, que las cabeceras tuvieron mayor movilidad. Los demás índices coinciden en que las cabeceras tuvieron menor movilidad, es decir que allí el nivel educativo de los encuestados depende más del de los padres que en el resto. Esto se debe en parte a que en las cabeceras se registran mayores niveles educativos entre los padres. Como en el caso de la última cohorte, las matrices de transición muestran que la persistencia en el nivel 4 es sustancialmente mayor en dichas zonas que en el resto. Asimismo, son muchos más los retrocesos hasta el nivel de primaria o menos en las zonas rurales¹⁸. Además, en las cabeceras aumentó

¹⁸ Véanse las matrices de transición en el Anexo 1 del documento de trabajo Bonilla (2010), pp. 45-50.

mucho menos la dispersión en los años de educación, lo que se debe, en gran medida, a que se parte de niveles de educación mucho más altos.

Para los resultados por ciudades y regiones se opta por concentrarse sólo en algunas de las medidas de educación y movilidad, dado que el volumen de información dificulta la interpretación¹⁹. El Gráfico 1 muestra el número de años de educación promedio de encuestados y padres por ciudades, así como el cambio relativo.

GRÁFICO 1. AÑOS DE EDUCACIÓN PROMEDIO DE ENCUESTADOS Y PADRES Y CAMBIO INTERGENERACIONAL, 26-65 AÑOS, POR LUGAR DE RESIDENCIA DEL ENCUESTADO, 23 CIUDADES



Fuente: cálculos del autor con base en DANE (GEIH, 2008 I-II).

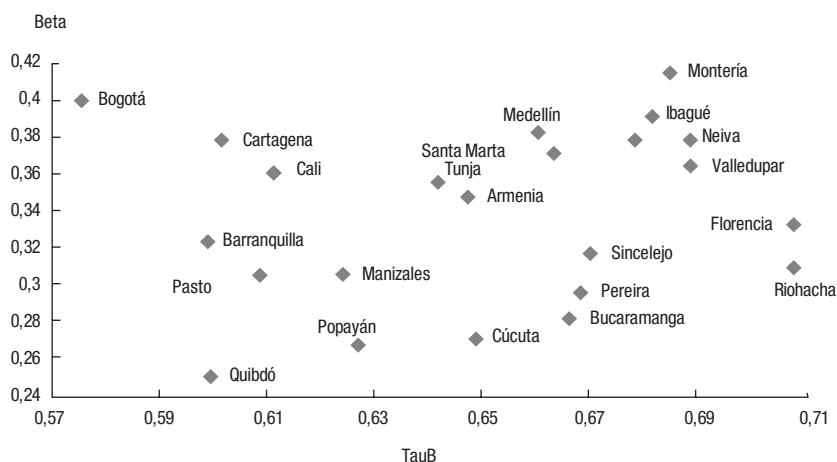
¹⁹ Los cuadros completos pueden consultarse en los anexos 2 y 3 del documento de trabajo Bonilla (2010), pp. 51-57.

Lo primero que salta a la vista es que hay una relación negativa entre los años de educación promedio de los padres y el cambio relativo. Con una correlación de $-0,83$, hay clara evidencia de que hay convergencia entre ciudades en los promedios educativos. Las ciudades con menor cambio son Cali, Pasto, Barranquilla, Bogotá, Popayán y Cartagena. En aquéllas, se parte de promedios relativamente altos en los padres y los encuestados superan los 9,6 años de educación. En el caso de las cuatro ciudades con mayor aumento, Quibdó, Valledupar, Sincelejo y Riohacha, se parte de niveles muy bajos en los padres, y los encuestados no superan los nueve años de educación. Tunja es la quinta ciudad con mayor aumento en el promedio de años, pero se distingue de las cuatro precedentes. De menor a mayor cambio relativo en años de educación, Cartagena ocupa el sexto puesto, Bucaramanga el 13 y Medellín el 16.

En cuanto a la movilidad, se muestran sólo dos índices relativamente representativos. Para escogerlos, se construyen las correlaciones simples y por rangos (Spearman) de los índices de las distintas ciudades (Anexo 1). Se pueden clasificar los índices en dos grupos. Por un lado están $M^{Tau B}$, M^{ν} , M^{δ} y $M^{2\delta}$, índices positiva y altamente correlacionados entre ellos. Por otro lado están $M^{Tr}(P)$, $M^{SVP}(P)$ y M^{β} que tienen poca correlación con los índices del primer grupo, en ocasiones negativa, y se encuentran medianamente correlacionados entre ellos. Los dos índices representativos de sus respectivos grupos son $M^{Tau B}$ y M^{β} con respecto a la educación del padre. Lo primero que debe decirse es que, aún cuando no todas las diferencias son significativas, sí lo son aquellas entre las ciudades de mayor y las de menor movilidad. Como puede verse en el Gráfico 2, hay algunas ciudades que se encuentran siempre entre las más móviles, como Montería, Neiva y Valledupar.

Por su parte, Quibdó está siempre entre las menos móviles. Santa Marta, Armenia, Villavicencio son ciudades que tienden a ubicarse en puntos medios en el conjunto de los índices. En otras ciudades, sin embargo, hay diferencias considerables entre índices. En particular, en Bogotá, Cartagena y Cali, tres de las ciudades más grandes del país, los valores de los índices del segundo grupo son altos, mientras que los del primero indican que la movilidad fue relativamente menor. En Riohacha y Florencia y en menor medida en Cúcuta, Bucaramanga y Pereira, sucede lo contrario, los índices del primer grupo son altos y los del segundo bajos. En el caso de Medellín los índices del primer grupo toman valores medios mientras que los índices del segundo grupo la ubican entre las ciudades con mayor movilidad.

GRÁFICO 2. ÍNDICES $M^{Tau B}$ Y M^{β} CON RESPECTO A LA EDUCACIÓN DEL PADRE, 26-65 AÑOS, POR LUGAR DE RESIDENCIA DEL ENCUESTADO, 23 CIUDADES



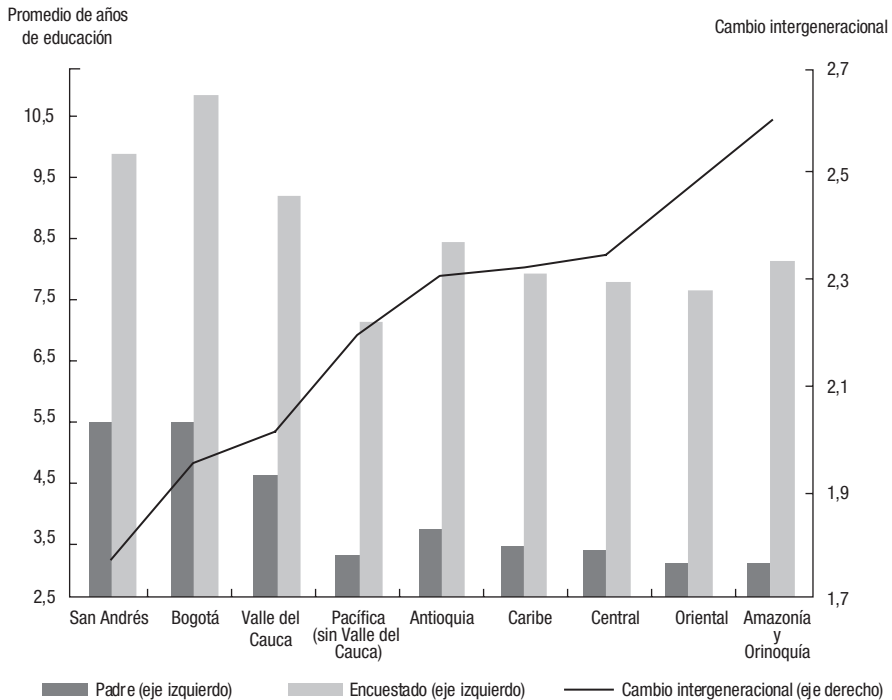
Fuente: cálculos del autor con base en DANE (GEIH, 2008 I-II).

Desagregando por regiones, también se observa convergencia en el promedio de años de educación. En efecto, la correlación entre el promedio de años de educación de los padres y el cambio intergeneracional es de $-0,90$. San Andrés, Bogotá y Valle son las regiones con mayores niveles educativos entre los padres y en las que menos aumentó el promedio. Por su parte, las regiones con mayor aumento promedio son Caribe, Central, Oriental y Amazonía/Orinoquía, todas ellas caracterizadas por bajos niveles educativos entre los padres. En Antioquia, que se encuentra en un punto medio, se parte aproximadamente de 3,5 años de educación en los padres, y los hijos alcanzan los 8,2, lo que la ubica en la quinta posición (Gráfico 3).

Las diferencias entre los índices de movilidad son menos grandes entre regiones que entre ciudades. Sin embargo, también se pueden clasificar en los mismos dos grupos de índices (Anexo 1). En el Gráfico 4 se observa que la región Pacífica (sin Valle) está siempre entre las menos móviles, mientras que San Andrés y Amazonía/Orinoquía permanecen entre las que más lo son. En los rangos medios pueden clasificarse las regiones Caribe, Antioquia y en menor medida, Oriental y Central. En los casos de Bogotá y Valle se tiene en general bajos niveles de movilidad con los índices pertenecientes al primer grupo, y altos con los del segundo. Dada la definición de las regiones, los resultados de Gaviria (2002) para el año 1997 no son del todo comparables. No obstante, nótese que hay algunas similitudes; con el índice M^{β} Bogotá se encuentra en ambos casos entre las regiones más móviles, así mismo, Caribe y Antioquia se encuentran

en una posición media. Las regiones Central y Oriental, en cambio, cambian completamente de posición.

GRÁFICO 3. AÑOS DE EDUCACIÓN PROMEDIO DE ENCUESTADOS Y PADRES, 26-65 AÑOS Y CAMBIO INTERGENERACIONAL, POR LUGAR DE RESIDENCIA DEL ENCUESTADO, NUEVE REGIONES

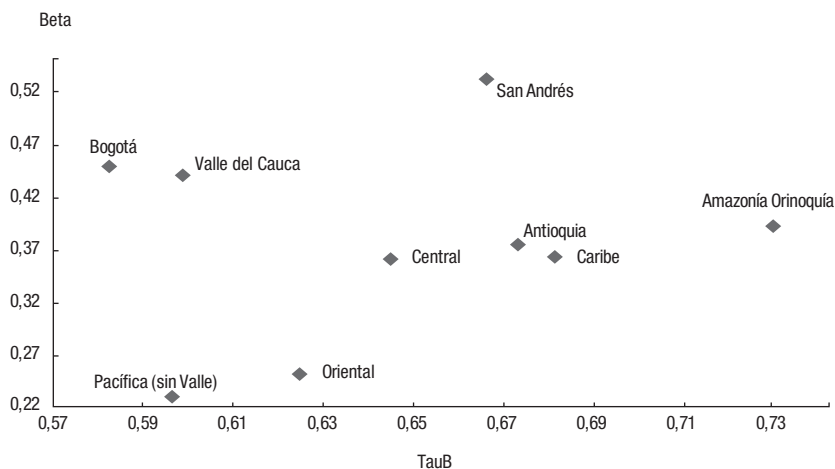


Fuente: cálculos del autor con base en DANE (ECV, 2008).

Dada la definición de las regiones, el único resultado en este nivel de región de la ECV comparable con resultados de la GEIH es el de Bogotá. Como puede verse, el índice $M^{Tau B}$ es muy similar, y el M^{β} es mayor. La diferencia en M^{β} , sin embargo, es común a todos los niveles de desagregación, por las razones expuestas en la sección II. Más allá de los valores de los índices, cabe destacar que los resultados de la ECV confirman lo que se había encontrado para 23 ciudades. De acuerdo con M^{β} , Bogotá registra altos niveles de movilidad, pero esto se explica sobre todo porque los padres tenían mayores niveles de educación, lo que se traduce en un menor aumento en la dispersión. Por su parte, los índices $M^{Tau B}$ y M^{γ} señalan que la capital tiene menos movilidad relativa frente a otras regiones y ciudades del país, lo que se podría interpretar como que

sus habitantes cambian menos de posición en la sociedad. Los índices M^δ y $M^{2\delta}$ encuentran resultados similares a los de los índices relativos.

GRÁFICO 4. ÍNDICES $M^{Tau B}$ y M^β CON RESPECTO A LA EDUCACIÓN DEL PADRE, 26-65 AÑOS, POR LUGAR DE RESIDENCIA DEL ENCUESTADO, 23 CIUDADES



Fuente: cálculos del autor con base en DANE (ECV, 2008).

Antes de pasar a las diferencias en la movilidad entre migrantes y no migrantes, vale la pena resaltar que tanto en las ciudades y en las regiones se encontró que, en términos relativos, el promedio de años de educación aumentó considerablemente más en donde los padres estaban más rezagados; en este sentido se habla de convergencia en promedios. Sin embargo, los cambios en el promedio no necesariamente implican mayor movilidad. Entonces ¿existe relación entre la movilidad intergeneracional y el nivel educativo de los padres?

El Cuadro 7 muestra las correlaciones entre las distintas medidas de movilidad y el nivel educativo de los padres. También se incluyen las correlaciones entre la movilidad y el cambio intergeneracional en el promedio de años de educación. Como puede verse, mientras que los índices $M^{Tau B}$, M^δ y $M^{2\delta}$ están negativamente relacionados con la educación de los padres, en los índices del segundo grupo la relación es netamente positiva. Como era de esperarse, cuando se compara la movilidad con el cambio en el promedio de años de educación, se encuentra exactamente lo contrario. De acuerdo con $M^{Tau B}$, M^δ y $M^{2\delta}$, a mayor crecimiento en el promedio de educación, mayor movilidad. Los índices $M^{Tr}(P)$ y $M^{SVP}(P)$ y M^β , en cambio, señalan que hubo menor movilidad en donde más crecieron los promedios.

CUADRO 7. CORRELACIONES SIMPLE Y POR RANGOS ENTRE LOS AÑOS DE EDUCACIÓN DE LOS PADRES, EL CAMBIO INTERGENERACIONAL Y LOS ÍNDICES DE MOVILIDAD, 26-65 AÑOS, POR LUGAR DE RESIDENCIA DEL ENCUESTADO, 23 CIUDADES (GEIH) Y NUEVE REGIONES (ECV)

		CON RESPECTO AL PADRE								
				ÍNDICES BASADOS EN MATRICES DE TRANSICIÓN				ÍNDICES BASADOS EN REGRESIONES		
		TAU B		TRAZA	2 VALOR PROPIO	BETA (AÑOS)	GAMMA (AÑOS)	DELTA (NIVELES)		
Promedio de años de educación	Padre	Correlación simple	GEIH	-0,67	0,09	0,24	0,33	-0,11	-0,73	
			ECV	-0,37	0,50	0,63	0,81	-0,06	-0,56	
		Correlación por rangos	GEIH	-0,70	0,07	0,17	0,25	-0,17	-0,76	
	Madre	Correlación simple	ECV	-0,20	0,47	0,47	0,78	0,05	-0,28	
		Correlación simple	GEIH	-0,57	0,12	0,25	0,31	0,03	-0,63	
		Correlación por rangos	ECV	-0,28	0,56	0,62	0,83	-0,01	-0,46	
Cambio en promedio de años	Con respecto al 'padre'	Correlación simple	GEIH	0,55	0,09	0,10	-0,18	-0,07	0,59	
			ECV	0,51	-0,36	-0,39	-0,64	0,23	0,65	
		Correlación por rangos	GEIH	0,54	0,16	0,12	-0,11	0,00	0,61	
	Con respecto a la 'madre'	Correlación simple	ECV	0,52	-0,30	-0,28	-0,57	0,30	0,62	
		Correlación simple	GEIH	0,32	0,09	0,14	-0,10	-0,27	0,37	
		Correlación por rangos	ECV	0,31	-0,52	-0,38	-0,69	0,10	0,42	
Promedio de años de educación	Padre	Correlación simple	GEIH	0,26	0,18	0,23	-0,03	-0,29	0,34	
			ECV	0,30	-0,48	-0,33	-0,70	0,03	0,37	
		Correlación por rangos	GEIH	0,55	0,09	0,10	-0,18	-0,07	0,59	
	Madre	Correlación simple	ECV	0,51	-0,36	-0,39	-0,64	0,23	0,65	
		Correlación simple	GEIH	0,54	0,16	0,12	-0,11	0,00	0,61	
		Correlación por rangos	ECV	0,52	-0,30	-0,28	-0,57	0,30	0,62	
Cambio en promedio de años	Con respecto al 'padre'	Correlación simple	GEIH	0,32	0,09	0,14	-0,10	-0,27	0,37	
			ECV	0,31	-0,52	-0,38	-0,69	0,10	0,42	
		Correlación por rangos	GEIH	0,26	0,18	0,23	-0,03	-0,29	0,34	
	Con respecto a la 'madre'	Correlación simple	ECV	0,30	-0,48	-0,33	-0,70	0,03	0,37	
		Correlación simple	GEIH	0,55	0,09	0,10	-0,18	-0,07	0,59	
		Correlación por rangos	ECV	0,51	-0,36	-0,39	-0,64	0,23	0,65	
Promedio de años de educación	Padre	Correlación simple	GEIH	-0,73	0,27	0,62	0,12	-0,01	-0,75	-0,74
			ECV	0,11	-0,06	-0,00	0,82	0,34	-0,03	-0,29
		Correlación por rangos	GEIH	-0,74	0,25	0,65	0,16	-0,09	-0,75	-0,77
	Madre	Correlación simple	ECV	0,03	-0,18	0,13	0,82	0,17	0,02	-0,20
		Correlación simple	GEIH	-0,69	0,32	0,65	0,11	0,11	-0,73	-0,69
		Correlación por rangos	ECV	0,13	-0,06	0,01	0,86	0,35	-0,01	-0,26
Cambio en promedio de años	Con respecto al 'padre'	Correlación simple	GEIH	-0,77	0,25	0,69	0,14	-0,10	-0,78	-0,77
			ECV	-0,05	0,03	0,45	0,92	0,22	-0,03	-0,23
		Correlación por rangos	GEIH	0,59	-0,08	-0,28	-0,00	-0,18	0,59	0,63
	Con respecto a la 'madre'	Correlación simple	ECV	-0,02	0,21	0,14	-0,69	-0,22	0,08	0,39
		Correlación simple	GEIH	0,55	-0,04	-0,38	0,03	-0,11	0,55	0,61
		Correlación por rangos	ECV	0,20	0,18	-0,02	-0,63	0,10	0,22	0,45
Con respecto a la 'madre'	Correlación simple	GEIH	0,44	-0,10	-0,24	0,05	-0,37	0,45	0,45	
	Correlación simple	ECV	-0,10	0,22	0,13	-0,81	-0,30	0,00	0,27	
	Correlación por rangos	GEIH	0,37	-0,07	-0,23	0,08	-0,41	0,35	0,39	
		ECV	0,10	0,15	-0,28	-0,88	-0,22	0,07	0,25	

Fuente: cálculos del autor con base en DANE (GEIH, 2008 I-II; ECV, 2008).

El índice M' , por su parte, no es concluyente dado que sus correlaciones toman valores cercanos a cero y cambian a las distintas especificaciones. Nótese que, hasta cierto punto, los resultados de ambos grupos coinciden con los que se hallaron al desagregar por cohorte y cabecera/resto. En el primer grupo hay claras señales de una relación negativa entre la educación de los padres y la movilidad intergeneracional, que es coherente con los efectos decrecientes de la educación sobre la movilidad. Los índices $M^{Tr}(P)$ y $M^{SVP}(P)$ y M^β , en cambio, encuentran una relación positiva. Algunas de las razones por las cuales se dan estas diferencias entre índices se discutirán en la quinta sección.

C. MOVILIDAD EDUCATIVA Y MIGRACIONES

Un tema indispensable para completar el análisis regional de la movilidad intergeneracional es el de las migraciones. En efecto, hay estrechas relaciones entre las migraciones y la movilidad. Este tema ha sido ampliamente estudiado en el contexto de las migraciones internacionales; véase, por ejemplo, Borjas (1993), Dustmann (2005), Bauer y Riphahn (2006), y Abdurrahman, Chen y Corak (2008). En lo que respecta a las migraciones internas en Colombia, se ha mostrado que la mayor parte de las personas que se desplazan, llegan a regiones más prósperas que sus lugares de origen. Además, aquellos que parten de una región tienen en general mayores promedios de educación que los que se quedan (Romero, 2010). Pareciera entonces que migrar tiene implicaciones en términos de movilidad educacional. Con la intención de aportar evidencia a esta discusión, a continuación se busca responder la siguiente pregunta: ¿Los migrantes tuvieron mayor movilidad intergeneracional en educación?

De acuerdo con la información de la ECV, el 56,7% de las personas nunca ha migrado, 42,3% cambió de municipio, y 0,9% viene de otro país. En los cuadros 8 y 9, se presentan niveles y años de educación e índices de movilidad por migraciones.

Como puede verse, los migrantes internos, es decir aquellos que cambiaron de municipio, tienen en promedio menos años de educación, tanto entre padres como en hijos. La razón es que hay menos migrantes en el nivel superior con título. Además, los migrantes internos presentan un aumento intergeneracional en el promedio de años de educación un poco mayor. Por el contrario, los encuestados que vienen de otros países, y sus padres, tienen niveles de educación considerablemente mayores. La mayor parte de los índices de movilidad, con la excepción de $M^{Tr}(P)$ y M' con respecto a la madre, encuentran que los migrantes internos tuvieron mayor movilidad en educación que los no migrantes. Sin embargo, las diferencias no son muy grandes, y sólo en $M^{Tau B}$ son representativas. En cuanto a los migrantes internacionales, todos los índices, excepto M^β , apuntan a que éstos tuvieron menor movilidad. Sin embargo, también en este caso se encuentra que las diferencias son representativas sólo en el caso de $M^{Tau B}$.

En los siguientes ejercicios se desagregan los resultados por región y migraciones. La idea es verificar si en las distintas regiones tampoco hay diferencias importantes entre quienes siempre han vivido en el mismo municipio y quienes han cambiado. Dado que se tienen muy pocas observaciones, se omiten las migraciones internacionales. Como en el apartado anterior, el análisis se concentra en algunas de las medidas²⁰. En el Gráfico 5 puede verse que en algunas regiones las diferencias en educación entre migrantes y no migrantes son importantes. Por ejemplo en Bogotá y Valle los no migrantes registran mayor educación tanto en padres como en hijos. En Pacífico, Oriental y Amazonía/Orinoquía sucede exactamente lo contrario, llegan personas en promedio más educadas que quienes habitaban allí. Por otro lado, la relación entre los años de educación de los padres y el cambio intergeneracional, asociados con la convergencia en promedios, es un poco mayor en los no migrantes (-0,89) que en los migrantes internos (-0,86). En las regiones en que más aumenta el promedio de años de educación de los no migrantes, Caribe, Antioquia, Oriental y Amazonía/Orinoquía, el cambio supera al de los migrantes.

Desagregando por región y migraciones, $M^{Tau B}$ sigue siendo altamente representativo del primer grupo de índices. No obstante, debe advertirse que en el caso de los migrantes internos los resultados de M^β difieren de los de los índices construidos a partir de matrices de transición²¹. En el Gráfico 6 puede verse que en las regiones Pacífica, Oriental, Caribe, Valle y San Andrés los migrantes registran valores de movilidad similares a los de los no migrantes. En las demás regiones hay algunas diferencias. Amazonía/Orinoquía es el caso más claro, pues los índices coinciden en que los no migrantes tienen mayor movilidad. En Antioquia sucede exactamente lo contrario, los migrantes tienen niveles de movilidad ligeramente superiores. En Bogotá, por su parte, los índices del primer grupo son similares en migrantes y no migrantes, pero M^β es significativamente menor en los migrantes. En la región Central la diferencia está en los índices del primer grupo, que es menor en los migrantes. En términos generales, sigue habiendo una relación negativa entre $M^{Tau B}$, M^δ y $M^{2\delta}$ y el promedio de años de educación de los padres, y positiva en el caso de los índices M^β . En los índices $M^{Tr}(P)$ y $M^{SVP}(P)$ la relación es positiva en no migrantes, y negativa en los migrantes internos. En este caso, los resultados de M' tampoco son concluyentes, en la siguiente sección, se amplía la discusión en cuanto a las diferencias entre índices.

²⁰ Los cuadros completos pueden consultarse en el Anexo 4 del documento de trabajo Bonilla (2010), pp. 58-62.

²¹ Véase Anexo 4 del documento de trabajo, Bonilla (2010), pp. 58-62.

CUADRO 8. NIVEL Y AÑOS DE EDUCACIÓN (PROMEDIO Y DESVIACIÓN ESTÁNDAR) DE LOS ENCUESTADOS Y SUS PADRES Y CAMBIO INTERGENERACIONAL, 26-65 AÑOS, POR MIGRACIONES (*)

	PORCENTAJE DE ENCUESTADOS POR MÁXIMO NIVEL EDUCATIVO ALCANZADO POR EL PADRE				AÑOS DE EDUCACIÓN DEL PADRE		PORCENTAJE DE POBLACIÓN POR MÁXIMO NIVEL EDUCATIVO ALCANZADO POR LA MADRE				
	1	2	3	4	PROMEDIO	DESVIACIÓN ESTÁNDAR	1	2	3	4	
	No ha migrado	81,8	12,7	1,3	4,2	3,82	4,04	84,8	12,6	1,2	1,4
Ha migrado	de otro municipio	84,2	11,2	1,3	3,3	3,61	3,82	85,7	11,7	1,0	1,6
	de otro país	54,68	24,28	0,84	20,20	6,93	5,74	61,38	23,95	3,10	11,57

(*) Para la definición de los niveles educativos, véase el Cuadro 2
Fuente: cálculos del autor con base en DANE (ECV, 2008).

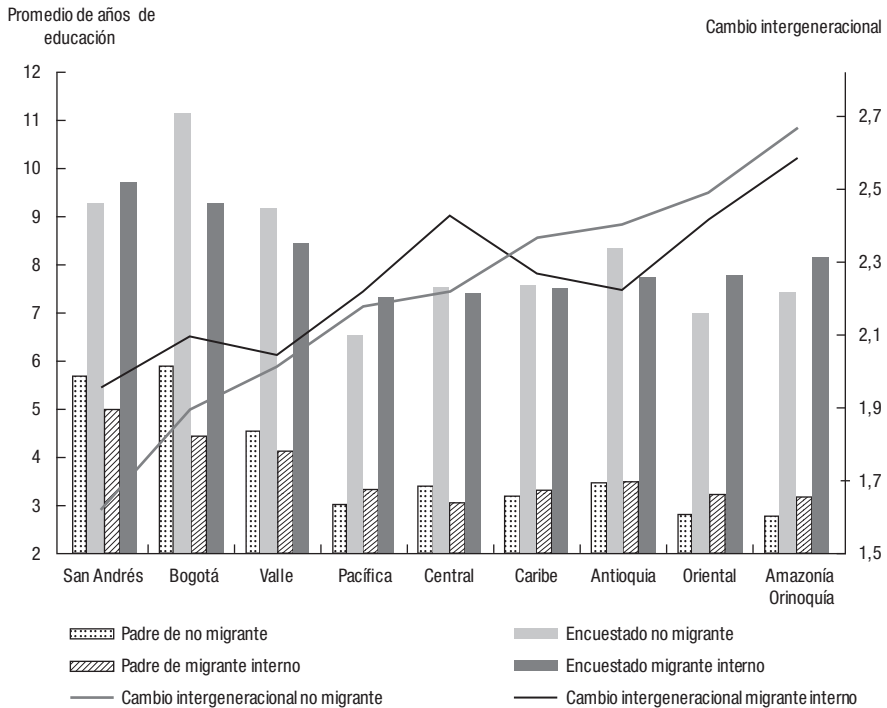
CUADRO 9. ÍNDICES DE MOVILIDAD INTERGENERACIONAL, 26-65 AÑOS, POR MIGRACIONES

		CON RESPECTO AL PADRE						
		TAU B	ÍNDICES BASADOS EN MATRICES DE TRANSICIÓN		ÍNDICES BASADOS EN REGRESIONES			
			TRAZA	2 VALOR PROPIO	BETA (AÑOS)	GAMMA (AÑOS)	DELTA (NIVELES)	
No ha migrado		0,605 (0,604-0,605)	0,719	0,496	0,329 (0,306-0,350)	0,463 (0,445-0,480)	0,809	
Ha migrado	de otro municipio	0,650 (0,649-0,650)	0,719	0,509	0,362 (0,335-0,387)	0,502 (0,481-0,522)	0,844	
	de otro país	0,437 (0,434-0,440)	0,652	0,408	0,374 (0,233-0,513)	0,371 (0,230-0,511)	0,663	
		CON RESPECTO A LA MADRE						
		TAU B	ÍNDICES BASADOS EN MATRICES DE TRANSICIÓN		ÍNDICES BASADOS EN REGRESIONES			CON RESPECTO AL PADRE Y A LA MADRE
			TRAZA	2 VALOR PROPIO	BETA (AÑOS)	GAMMA (AÑOS)	DELTA (NIVELES)	DELTA (NIVELES)
No ha migrado		0,630 (0,629-0,630)	0,722	0,432	0,222 (0,196-0,247)	0,458 (0,440-0,475)	0,830 0,772	
Ha migrado	de otro municipio	0,631 (0,630-0,631)	0,648	0,445	0,238 (0,210-0,265)	0,465 (0,446-0,484)	0,826 0,792	
	de otro país	0,476 (0,472-0,478)	0,724	0,493	0,269 (0,113-0,424)	0,339 (0,198-0,479)	0,691 0,635	

Fuente: cálculos del autor con base en DANE (ECV, 2008).

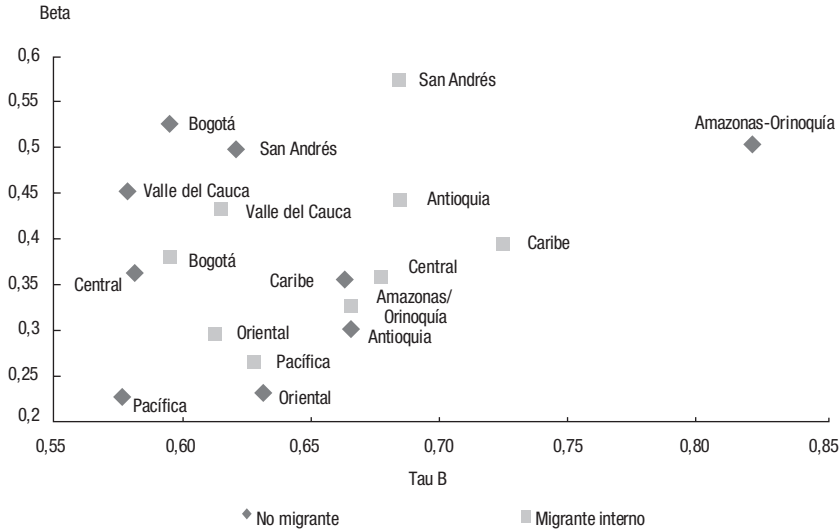
AÑOS DE EDUCACIÓN DE LA MADRE		PORCENTAJE DE POBLACIÓN POR MÁXIMO NIVEL EDUCATIVO ALCANZADO POR EL ENCUESTADO					AÑOS DE EDUCACIÓN DEL ENCUESTADO		PROMEDIO AÑOS HIJO/PADRE	DESVIACIÓN ESTÁNDAR AÑOS HIJO/PADRE
PROMEDIO	DESVIACIÓN ESTÁNDAR	1	2	3	4	PROMEDIO	DESVIACIÓN ESTÁNDAR			
3,42	3,47	39,3	36,2	9,2	15,3	8,38	5,04	2,19	1,25	
3,36	3,40	41,3	37,2	8,0	13,5	8,09	4,90	2,24	1,28	
5,86	5,21	22,45	29,13	6,72	41,70	10,96	5,72	1,58	1,00	

GRÁFICO 5. AÑOS DE EDUCACIÓN PROMEDIO DE ENCUESTADOS Y PADRES, 26-65 AÑOS Y CAMBIO INTERGENERACIONAL, POR LUGAR DE RESIDENCIA DEL ENCUESTADO, NUEVE REGIONES Y MIGRACIONES



Fuente: cálculos del autor con base en DANE (ECV, 2008).

GRÁFICO 6. ÍNDICES $M^{Tau B}$ Y M^{β} CON RESPECTO A LA EDUCACIÓN DEL PADRE, 26-65 AÑOS, POR LUGAR DE RESIDENCIA DEL ENCUESTADO, NUEVE REGIONES, Y MIGRACIONES



Fuente: cálculos del autor con base en DANE (ECV, 2008).

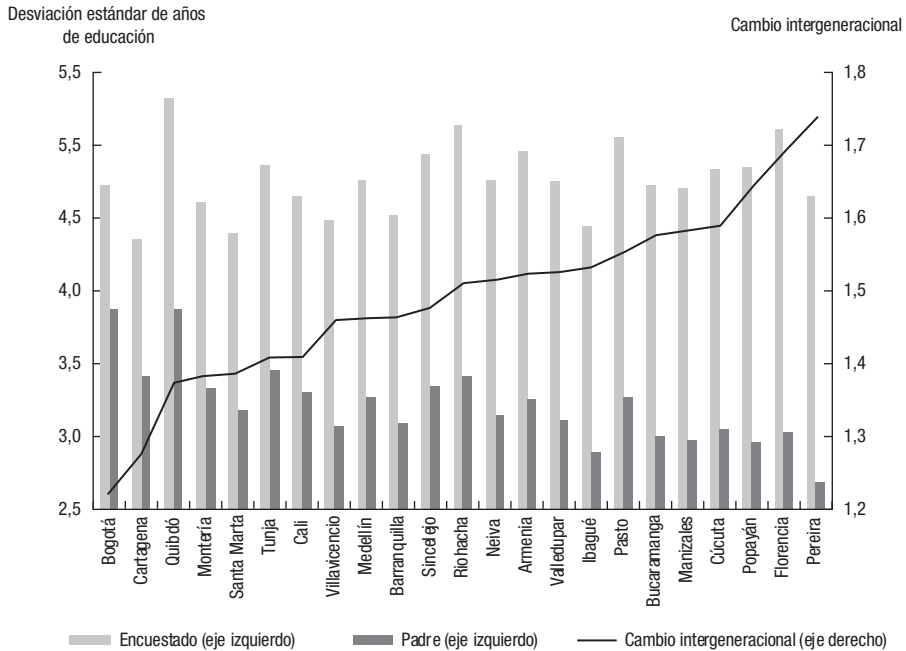
V. DISCUSIÓN

Si bien es mejor construir varios índices que concluir a partir de unos pocos, el haber incluido una amplia gama de índices ha impedido hacer una geografía clara, y sobre todo única, de la movilidad intergeneracional en educación en Colombia. La pregunta clave que queda por responder es: ¿Cuáles índices son más cercanos a la realidad? A continuación se retoman algunas de las diferencias conceptuales entre índices y los resultados presentados en la sección anterior, con el fin de discutir cuáles pueden ser más confiables.

En el caso de M^{β} se sabe que se trata de un índice absoluto y, por tanto, es sensible al cambio en la dispersión de los años de educación. Dado un mismo nivel de movilidad relativa, M^{β} toma valores más altos en ciudades y regiones donde aumenta menos la dispersión de los años de educación entre padres e hijos. Esto es precisamente lo que sucede en Bogotá y Cartagena (y Valle del Cauca entre las regiones). Aún cuando la posición relativa de los individuos cambió menos (lo que se ve reflejado en los resultados de M^{γ} , el índice M^{β} encuentra que hubo alta movilidad porque la dispersión aumentó menos. Por el contrario, en Cúcuta, Bucaramanga y Pereira, en donde hay evidencia de mayor movilidad

relativa, la dispersión aumentó más, por lo que los índices M^{β} son menores a los del resto (Gráfico 7).

GRÁFICO 7. DESVIACIÓN ESTÁNDAR DE AÑOS DE EDUCACIÓN DE ENCUESTADOS Y PADRES Y CAMBIO INTERGENERACIONAL, 26-65 AÑOS, POR LUGAR DE RESIDENCIA DEL ENCUESTADO, 23 CIUDADES



Fuente: cálculos del autor con base en DANE (GEIH, 2008 I-II).

Lo anterior lleva a la pregunta: ¿Qué determina el cambio en la dispersión? Los cambios en la dispersión de las distintas ciudades están estrechamente relacionados con las variaciones en los promedios. En efecto, en el caso de las ciudades la correlación simple entre el cambio en la dispersión y el de la media aritmética es 0,92 con respecto a la educación del padre, y 0,95 en el caso de la madre. Esto parece apenas natural, dado que la desviación estándar es una medida de dispersión que depende de la media. Pero la relación va más allá, el cambio en la media tiene, a su vez, una correlación negativa casi perfecta con los años de educación de los padres. Una correlación de -0,95 entre el cambio en la desviación estándar y la educación de los padres permite afirmar que las diferencias en los cambios en la desviación se explican, en gran medida, por las diferencias en la educación de los padres. Así, las ciudades con mayores aumentos en la dispersión de los años de educación son aquellas que

inicialmente tenían promedios bajos y poca dispersión, como por ejemplo Cúcuta, Popayán, Florencia y Pereira. En cambio, en las ciudades con mayor promedio de educación en los padres, como Bogotá, Cartagena y Quibdó, la dispersión aumenta menos. Algo similar sucede en las regiones.

Además del sesgo introducido por las diferencias en la educación de los padres, el que los resultados de M^δ y $M^{2\delta}$ (que también son sensibles a la escala) sean más cercanos a los de $M^{Tau B}$, da a suponer que debe haber otras razones por las cuales M^β muestra resultados diferentes. Entre éstas se destacan dos: la primera es que M^β depende de los supuestos a partir de los cuales se construyen los años de educación de los padres, y en segundo lugar, en M^β se supone una relación lineal entre la educación de los padres y la de los hijos. Nótese que para construir el índice M' se hacen exactamente los mismos supuestos, lo que puede explicar por qué las correlaciones entre este índice y la educación de los padres es menor a la de M^δ y $M^{2\delta}$.

En cuanto a los índices $M^{Tau B}$, $M^{Tr}(P)$ y $M^{SVP}(P)$, debe tenerse en cuenta que los resultados dependen de la definición de las categorías y, dada la información disponible, en estos ejercicios sólo se consideran cuatro de éstas. El primer problema que subyace es que en los grupos muy grandes no se tienen en cuenta los movimientos internos. Por ejemplo, no se registra cambio ni cuándo el hijo de una persona sin educación cursa algún grado de primaria, ni cuándo el hijo de un profesional obtiene un posgrado. Además, en el caso de $M^{SVP}(P)$ se asume que las distancias entre categorías son constantes, supuesto que, dadas las categorías, parece demasiado fuerte. Por ejemplo, en el caso de la ECV, vale lo mismo pasar de primaria o menos a secundaria, que puede tener un equivalente de hasta a 11 años de educación, que pasar de superior sin título a superior con título. En este sentido, los índices que se construyen a partir de años de educación son más precisos. Ésta es una ventaja que tiene M^δ , se usan los años de educación de los encuestados, en lugar de las categorías.

Resumiendo, M' es más adecuado para hacer comparaciones entre grupos que M^β , dado que no es sensible al cambio en la dispersión. En el caso de los índices $M^{Tau B}$, $M^{Tr}(P)$ y $M^{SVP}(P)$, todo depende de la definición de las categorías, y en la medida en que en este artículo sólo se consideran cuatro, puede haber pérdidas importantes en precisión. Los índices tipo M^δ , por su parte, tienen ventajas porque que los supuestos son menos restrictivos, ya sea en el manejo de la información como en la forma funcional. En el caso de $M^{2\delta}$, se puede además usar información del padre y de la madre de manera simultánea. En vista de que los índices con mayores ventajas hacen parte del primer grupo, y que sus resultados regularmente coinciden entre ellos, se puede suponer que son más confiables. Esta argumentación, por ende, no permite concluir de manera definitiva, pero sí aporta elementos a la discusión.

VI. CONCLUSIONES

El artículo tuvo por objetivo estudiar la movilidad intergeneracional en educación desde una perspectiva regional. Para ello, se construyen siete índices de movilidad, todos basados en el concepto de independencia y sensibles a la movilidad de tipo estructural. Además, se empleó información de dos encuestas diferentes, lo que permitió desagregar en 23 ciudades y 9 regiones, así como estudiar la relación entre movilidad y migraciones. La primera conclusión es que los resultados son sensibles a los índices. De acuerdo con un primer grupo de índices, a mayor crecimiento en el promedio de educación, mayor movilidad. Otros índices, en cambio, concluyen que se registra menor movilidad en donde hay mayores aumentos en los promedios. Estas diferencias confirman que en investigaciones sobre movilidad es indispensable construir varios índices.

Con el ánimo de ir más allá, en la V sección se exponen razones por las cuales, aún cuando la evidencia no es concluyente, se cree que los resultados del primer grupo de índices, que incluye $M^{Tau B}$, M' , M^δ y $M^{2\delta}$, son más confiables. Entre los argumentos está que en el primer grupo se encuentran índices que no son sensibles al cambio en la dispersión, no dependen de la definición de las categorías de educación, tienen supuestos menos restrictivos y permiten usar el máximo de información disponible. Las siguientes conclusiones se derivan de los índices de este grupo. En el ámbito nacional las mujeres registran mayor movilidad que los hombres y la movilidad aumenta en el transcurso del tiempo hasta la penúltima cohorte estudiada; en la última se revierte la tendencia.

Desagregando por el lugar de residencia del encuestado, se encuentra que los habitantes de las cabeceras tienen menos movilidad que los de las zonas rurales. Por ciudades, Bogotá, Cartagena, Cali y Quibdó muestran niveles bajos de movilidad, mientras que Montería, Neiva, Valledupar, Riohacha y Florencia se encuentran siempre entre las más móviles. Por su parte, Medellín, Santa Marta, Armenia, Villavicencio son ciudades que tienden a ubicarse en puntos medios. En el caso de las regiones, Pacífica (sin Valle del Cauca), Bogotá y Valle del Cauca son las que tienen menos movilidad, seguidas de Oriental, Central, Caribe y Antioquía. Las regiones con mayor movilidad son San Andrés y Amazonía/Orinoquía. En términos generales, se observa una relación negativa entre la educación de los padres y la movilidad intergeneracional de las ciudades y las regiones; es decir, hubo más movilidad en donde los padres tenían niveles de educación bajos, lo que es coherente con la convergencia en promedios y los efectos decrecientes de la educación sobre la movilidad.

En cuanto a las diferencias en movilidad entre migrantes y no migrantes, los índices del primer grupo muestran que éstas son poco representativas en el agregado nacional. Al desagregar por regiones, sin embargo, se encuentra que

en Amazonía/Orinoquía y Central los no migrantes tienen mayor movilidad que los migrantes, lo que se explica en gran medida porque los padres de los no migrantes tienen niveles educativos relativamente inferiores. En Antioquia sucede exactamente lo contrario, los migrantes tienen niveles de movilidad ligeramente superiores. En Bogotá, Pacífica, Oriental, Caribe, Valle del Cauca y San Andrés los migrantes registran valores de movilidad similares a los de los no migrantes.

Este artículo es sólo una primera aproximación regional al tema de la transmisión intergeneracional de la desigualdad y son varios los temas que quedan pendientes. En primer lugar, el problema de la movilidad intergeneracional en educación va mucho más allá de la cobertura. En Gaviria (2002) se muestra que la calidad de la educación pública está muy por debajo de la privada, lo que implica que recibir educación de calidad es todavía un privilegio reservado para pocos. En segundo lugar, las medidas presentadas en este artículo se enfocaron en adultos, y reportan, por tanto, resultados de una transmisión en educación que ya terminó. Sería pertinente preguntarse también por las diferencias regionales en la brecha educativa en niños y adolescentes, empleando por ejemplo las metodologías propuestas por Andersen (2001), y Dahan y Gaviria (1999). Otro tema que merece especial atención es el de la primera infancia, ya que cada vez hay más evidencia de que este período es tanto o más importante para el desarrollo de habilidades que la educación formal (Doyle, Harmon, Heckman y Tremblay, 2009). Tomando la educación de los padres como una circunstancia, también es posible medir cuánto de la desigualdad en el ingreso se debe a las oportunidades que tuvieron, o dejaron de tener, los habitantes. Por último, está el tema de la movilidad intergeneracional en ingresos, que se ha estudiado relativamente poco en Colombia.

REFERENCIAS

- Abdurrahman, Aydemir; Chen, Wen-Hao; Corak, Miles (2008). "Intergenerational Education Mobility Among the Children of Canadian Immigrants", *Research Paper*, núm. 316, Business and Labor Market Analysis Division, Statistics Canada.
- Andersen, Lykke E. (2001). "Social Mobility in Latin America: Links with Adolescent Schooling". *Working paper*, núm. 433, Inter-American Development Bank (IDB).
- Azevedo, Viviana; Bouillon, César P. (2009). "Social Mobility in Latin America: A Review from Existing Evidence". *Working paper*, núm. 689, Inter-American Development Bank (IDB).

- Bauer, Philipp; Riphahn, Regina T. (2006). "Education and its Intergenerational Transmission: Country of Origin - Specific Evidence for Natives and Immigrants from Switzerland", *mimeo*, University of Erlangen-Nuremberg.
- Behrman, Jere R.; Gaviria Alejandro; Székely, Miguel (2001). "Intergenerational mobility in Latin America", *Working paper*, núm. 452, Inter-American Development Bank (IDB).
- Blanden, Jo (2009). "How Much Can We Learn From International Comparisons of Intergenerational Mobility?", *Working paper*, núm. 11, Centre for the Economics of Education, London School of Economics.
- Black, Sandra E. ; Devereux Paul J. (2010). "Recent Developments in Intergenerational Mobility", *Discussion Paper Series*, núm. 4866, The Institute for the Study of Labor (IZA).
- Bonilla, Leonardo (2010). "Movilidad intergeneracional en educación en las ciudades y regiones de Colombia", *Documentos de Trabajo sobre Economía Regional*, núm. 130, Centro de Estudios Económicos Regionales, CEER - Banco de la República.
- Bonilla, Leonardo (2009). "Determinantes de las diferencias regionales en la distribución del ingreso en Colombia: Un análisis de microdescomposición", *Ensayos sobre Política Económica*, vol. 27, núm. 59, pp. 100-156; publicado en este libro, pp. 65-119.
- Borjas, George (1993). "The Intergenerational Mobility of Immigrants", *Journal of Labor Economics*, vol. 11, núm. 1, pp. 113-135.
- Cartagena, Katherine (2003). "Educación y movilidad intergeneracional en Colombia 1929-1996", *Estudios Económicos de Desarrollo Internacional*, vol. 3, núm. 2, pp. 27-66.
- Checchi, Daniele; Dardanoni, Valentino (2002). "Mobility Comparisons: Does using different measures matter?", *Working paper*, núm. 15-2002, Dipartimento di Economia Politica e Aziendale, Università degli studi di Milano.
- Checchi, Daniele; Fiorio, Carlo V.; Leonardi, Marco (2008). "Intergenerational Persistence in Educational Attainment in Italy", *Discussion Paper Series*, núm. 3622, The Institute for the Study of Labor (IZA).
- Dahan, Momi; Gaviria, Alejandro (1999). "Sibling Correlations and Social Mobility in Latin America", *Working paper*, núm. 395, Inter-American Development Bank (IDB).
- Doyle, Orla; Harmon, Colm P.; Heckman, James J.; Tremblay, Richard E. (2009). "Investing in early human development: Timing and economic efficiency", *Economics and Human Biology*, vol. 7, núm. 1, pp. 1-6.
- Dustmann, Christian (2005). "Intergenerational Mobility and Return Migration: Comparing the sons of foreign and native born fathers", *Discussion Paper*, núm. 05-05, Centre for Research and Analysis of Migration, Department of Economics, University College London.

- Fessler, Pirmin; Mooslechner, Peter; Schuerz, Martin (2009). “Intergenerational Transmission of Educational Attainment in Austria”, *mimeo*, Society for the Study of Economic Inequality (ECINEQ).
- Fields, Gary; Ok, Efe A. (1996). “The measurement of income mobility: An introduction to the literature”, *Economic Research Reports*, núm. 96-05, Faculty of Arts and Science, Department of Economics, New York University.
- Fields, Gary (2004). “Economic and Social Mobility Really Are Multifaceted”, *mimeo*, School of Industrial and Labor Relations, Cornell University.
- Gaviria, Alejandro (2002). *Los que suben y los que bajan: educación y movilidad social en Colombia*, Fedesarrollo y Alfaomega, Bogotá.
- Markandya, Anil (1982). “Intergenerational Exchange Mobility and Economic Welfare”, *European Economic Review*, vol. 17, núm. 3, pp. 307-324.
- Nina, Esteban; Grillo, Santiago; Alonso, Carlos (2003). “Movilidad social y transmisión de la pobreza en Bogotá”, *Economía y Desarrollo*, vol. 2, núm. 2, pp. 119-154.
- Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo (PNUD) (2010). *Informe Regional sobre Desarrollo Humano para América Latina y el Caribe 2010: Actuar sobre el futuro: romper la transmisión intergeneracional de la desigualdad*, Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo (PNUD), New York.
- Ramírez, María T.; Téllez, Juana P. (2006). “La educación primaria y secundaria en Colombia en el siglo XX”, *Borradores de Economía*, núm. 379, Banco de la República.
- Romero, Julio (2010). “El éxito económico de los costeños en Bogotá: migración interna y capital humano”, publicado en la *Revista del Banco de la República*, vol. LXXXIII, núm. 991, junio.
- Documentos de Trabajo sobre Economía Regional*, núm. 129, Centro de Estudios Económicos Regionales, CEER - Banco de la República.
- Shorrocks, Anthony (1978). “The Measurement of Mobility”, *Econometrica*, vol. 46, núm. 5, pp. 1013-1024.
- Ténjo, Jaime; Bernal, Gloria L. (2004). “Educación y movilidad social en Colombia”. *Documentos de economía*, núm. 13, Facultad de Ciencias Económicas y Administrativas, Pontificia Universidad Javeriana.

ANEXOS

ANEXO 1. CORRELACIONES SIMPLE Y POR RANGOS ENTRE ÍNDICES DE MOVILIDAD

ANEXO 1.1 CORRELACIÓN SIMPLE Y POR RANGOS ENTRE ÍNDICES DE MOVILIDAD, 26-65 AÑOS, POR LUGAR DE RESIDENCIA DEL ENCUESTADO, 23 CIUDADES

		CON RESPECTO AL PADRE							
		TAUB	TRAZA	2 VALOR PROPIO	BETA (AÑOS)	GAMMA (AÑOS)	DELTA (NIVELES)		
Correlación simple	TauB	1,00							
	Traza	0,26	1,00						
	Con respecto al padre	2 valor propio	0,19	0,85	1,00				
		Beta (años)	0,16	0,49	0,51	1,00			
		Gamma (años)	0,69	0,49	0,30	0,36	1,00		
		Delta (niveles)	0,98	0,23	0,14	0,06	0,68	1,00	
		TauB	0,92	0,27	0,07	0,08	0,60	0,92	
		Traza	0,17	0,76	0,72	0,32	0,52	0,17	
		Con respecto a la madre	2 valor propio	-0,34	0,44	0,59	0,25	0,01	-0,37
		Beta (años)	0,09	0,27	0,28	0,73	-0,02	-0,04	
	Gamma (años)	0,49	0,44	0,15	0,23	0,87	0,49		
	Delta (niveles)	0,90	0,23	0,03	0,00	0,59	0,93		
	Delta (niveles) padre y madre	0,95	0,28	0,16	0,01	0,63	0,98		
Correlación por rangos	TauB	1,00							
	Traza	0,18	1,00						
	Con respecto al padre	2 valor propio	0,17	0,85	1,00				
		Beta (años)	0,21	0,47	0,57	1,00			
		Gamma (años)	0,63	0,33	0,30	0,29	1,00		
		Delta (niveles)	0,99	0,19	0,16	0,17	0,61	1,00	
		TauB	0,91	0,13	0,02	0,13	0,47	0,91	
		Traza	0,01	0,62	0,57	0,15	0,28	0,03	
		Con respecto a la madre	2 valor propio	-0,39	0,38	0,48	0,22	-0,02	-0,43
		Beta (años)	0,10	0,31	0,37	0,79	-0,08	0,03	
	Gamma (años)	0,42	0,25	0,09	0,14	0,83	0,40		
	Delta (niveles)	0,92	0,11	-0,02	0,11	0,49	0,92		
	Delta (niveles) padre y madre	0,96	0,19	0,11	0,10	0,53	0,97		
		CON RESPECTO A LA MADRE						DELTA (NIVELES) PADRE Y MADRE	
		TAUB	TRAZA	2 VALOR PROPIO	BETA (AÑOS)	GAMMA (AÑOS)	DELTA (NIVELES)		
Correlación simple	TauB	1,00							
	Traza	0,15	1,00						
	Con respecto al padre	2 valor propio	-0,38	0,69	1,00				
		Beta (años)	0,09	0,09	0,16	1,00			
		Gamma (años)	0,53	0,51	0,10	0,02	1,00		
		Delta (niveles)	0,99	0,14	-0,41	0,01	0,52	1,00	
		Delta (niveles) padre y madre	0,95	0,19	-0,36	-0,07	0,45	0,96	1,00
	Correlación por rangos	TauB	1,00						
		Traza	-0,07	1,00					
		Con respecto al padre	2 valor propio	-0,49	0,66	1,00			
		Beta (años)	0,12	0,11	0,22	1,00			
		Gamma (años)	0,42	0,34	0,04	0,01	1,00		
		Delta (niveles)	0,99	-0,07	-0,50	0,10	0,43	1,00	
		Delta (niveles) padre y madre	0,95	-0,01	-0,45	0,04	0,36	0,96	1,00

Fuente: cálculos del autor con base en DANE (GEIH, 2008 I-II)

ANEXO 1.2 CORRELACIÓN SIMPLE Y POR RANGOS ENTRE ÍNDICES DE MOVILIDAD, 26-65 AÑOS, POR LUGAR DE RESIDENCIA DEL ENCUESTADO, 9 REGIONES

		CON RESPECTO AL PADRE							
		TAUB	TRAZA	2 VALOR PROPIO	BETA (AÑOS)	GAMMA (AÑOS)	DELTA (NIVELES)		
Correlación simple	TauB	1,00							
	Traza	0,14	1,00						
	Con respecto al padre	2 valor propio	0,37	0,53	1,00				
	Beta (años)	0,16	0,44	0,82	1,00				
	Gamma (años)	0,86	0,00	0,60	0,49	1,00			
	Delta (niveles)	0,96	0,01	0,16	-0,03	0,78	1,00		
	TauB	0,73	0,21	0,72	0,54	0,89	0,66		
	Traza	-0,40	-0,12	-0,16	-0,19	-0,40	-0,34		
	Con respecto a la madre	2 valor propio	-0,49	-0,25	-0,34	-0,11	-0,40	-0,43	
	Beta (años)	0,07	0,41	0,77	0,92	0,43	-0,08		
Gamma (años)	0,51	0,10	0,75	0,69	0,83	0,42			
Delta (niveles)	0,74	0,13	0,58	0,45	0,88	0,72			
Delta (niveles) padre y madre	0,90	0,09	0,46	0,23	0,90	0,90			
Correlación por rangos	TauB	1,00							
	Traza	0,27	1,00						
	Con respecto al padre	2 valor propio	0,25	0,65	1,00				
	Beta (años)	0,02	0,45	0,82	1,00				
	Gamma (años)	0,83	0,25	0,48	0,38	1,00			
	Delta (niveles)	0,98	0,15	0,13	-0,07	0,82	1,00		
	TauB	0,73	0,32	0,52	0,28	0,90	0,68		
	Traza	-0,25	-0,02	0,18	0,02	-0,37	-0,23		
	Con respecto a la madre	2 valor propio	-0,48	-0,13	-0,10	0,15	-0,37	-0,38	
	Beta (años)	-0,15	0,40	0,62	0,93	0,23	-0,22		
Gamma (años)	0,55	0,13	0,52	0,55	0,87	0,52			
Delta (niveles)	0,68	0,22	0,47	0,30	0,92	0,65			
Delta (niveles) padre y madre	0,87	0,32	0,42	0,12	0,92	0,83			
		CON RESPECTO A LA MADRE						DELTA (NIVELES) PADRE Y MADRE	
		TAUB	TRAZA	2 VALOR PROPIO	BETA (AÑOS)	GAMMA (AÑOS)	DELTA (NIVELES)		
Correlación simple	TauB								
	Traza								
	Con respecto al padre	2 valor propio							
	Beta (años)								
	Gamma (años)								
	Delta (niveles)								
	TauB	1,00							
	Traza	-0,45	1,00						
	Con respecto a la madre	2 valor propio	-0,64	0,77	1,00				
	Beta (años)	0,57	-0,28	-0,23	1,00				
Gamma (años)	0,92	-0,44	-0,47	0,77	1,00				
Delta (niveles)	0,97	-0,42	-0,56	0,46	0,86	1,00			
Delta (niveles) padre y madre	0,89	-0,36	-0,53	0,19	0,70	0,94	1,00		
Correlación por rangos	TauB								
	Traza								
	Con respecto al padre	2 valor propio							
	Beta (años)								
	Gamma (años)								
	Delta (niveles)								
	TauB	1,00							
	Traza	-0,32	1,00						
	Con respecto a la madre	2 valor propio	-0,50	0,62	1,00				
	Beta (años)	0,12	-0,03	0,28	1,00				
Gamma (años)	0,80	-0,27	-0,23	0,50	1,00				
Delta (niveles)	0,98	-0,37	-0,45	0,17	0,87	1,00			
Delta (niveles) padre y madre	0,93	-0,33	-0,55	-0,05	0,73	0,92	1,00		

Fuente: cálculos del autor con base en DANE (ECV, 2008).

Dimensión regional de las desigualdades en Colombia
fue compuesto con caracteres Garamond 10,5 puntos
y Swiss721 en BT, y se imprimió en papel Propalibros de 70 gramos,
con tintas vegetales.

Bogotá, D. C., diciembre de 2011.