

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 un 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 distinción 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.

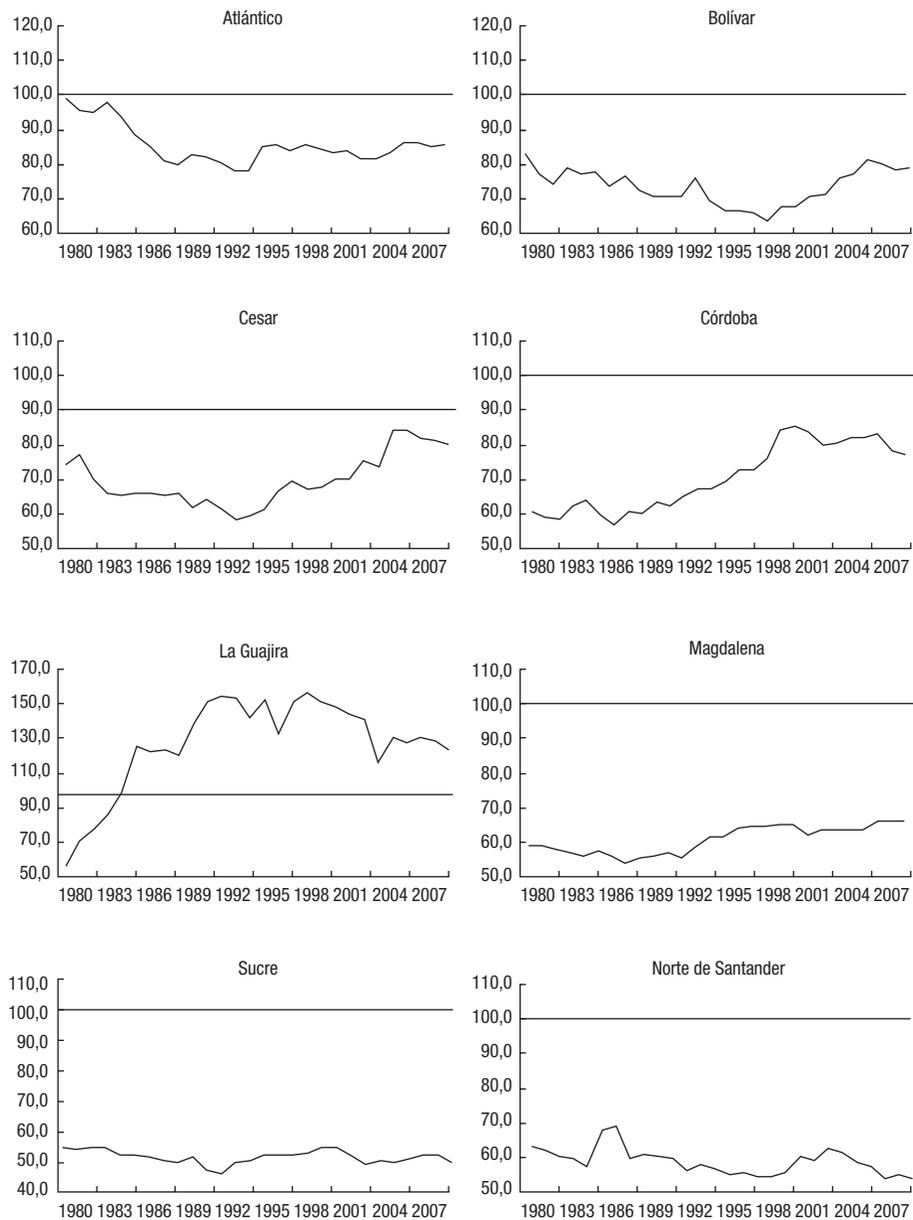
Finalmente, está el grupo de los departamentos que divergen por debajo de la media nacional, caso opuesto del anterior grupo por cuanto dichos entes están en una situación desventajosa con respecto al resto del país, y continúan profundizando sus desventajas relativas. Cabe destacar en este grupo el 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.

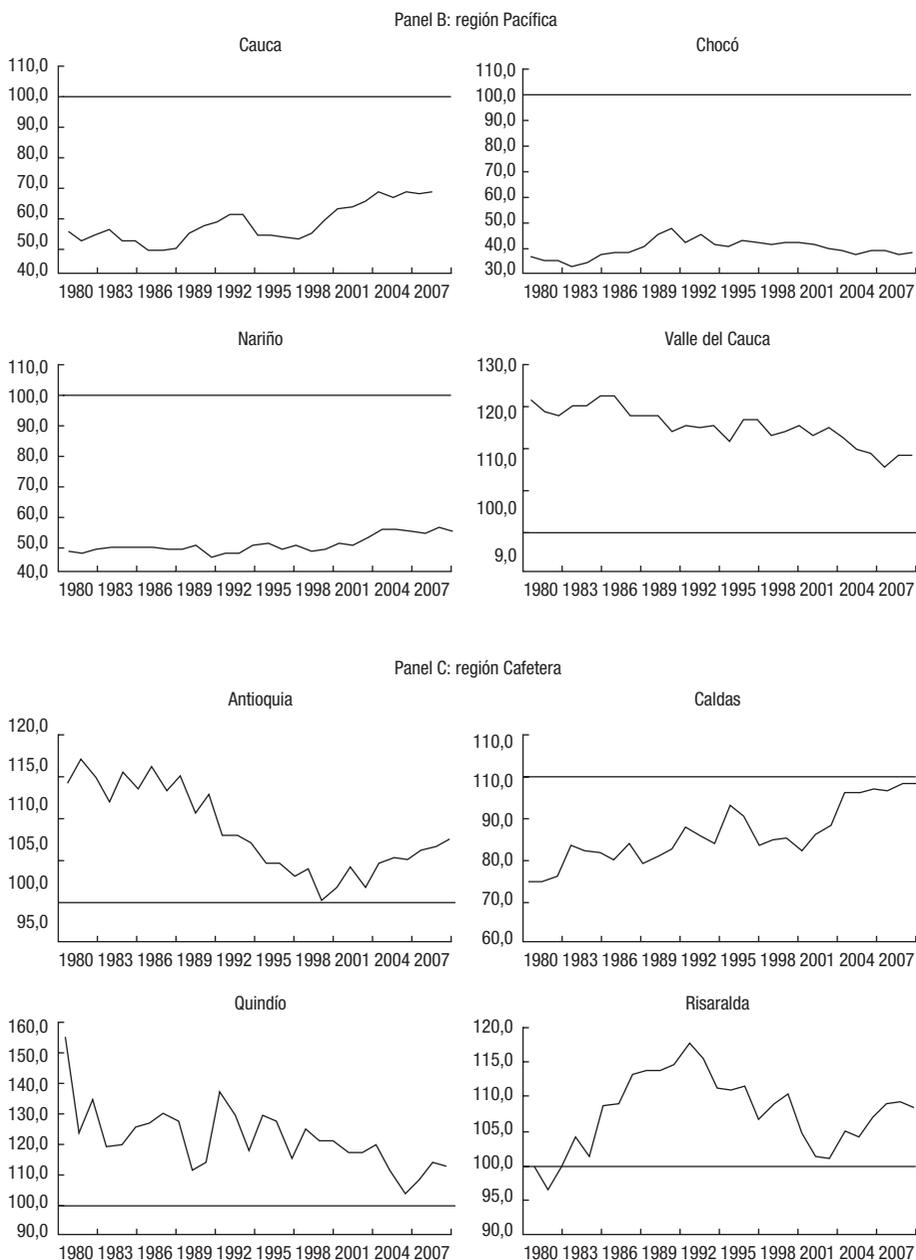
**GRÁFICO 1. CONTRIBUCIÓN A LA CONVERGENCIA DEL PIB DEPARTAMENTAL, 1980-2007
(PIB PER CÁPITA DEPARTAMENTAL/PIB PER CÁPITA NACIONAL)**

Panel A: región Norte



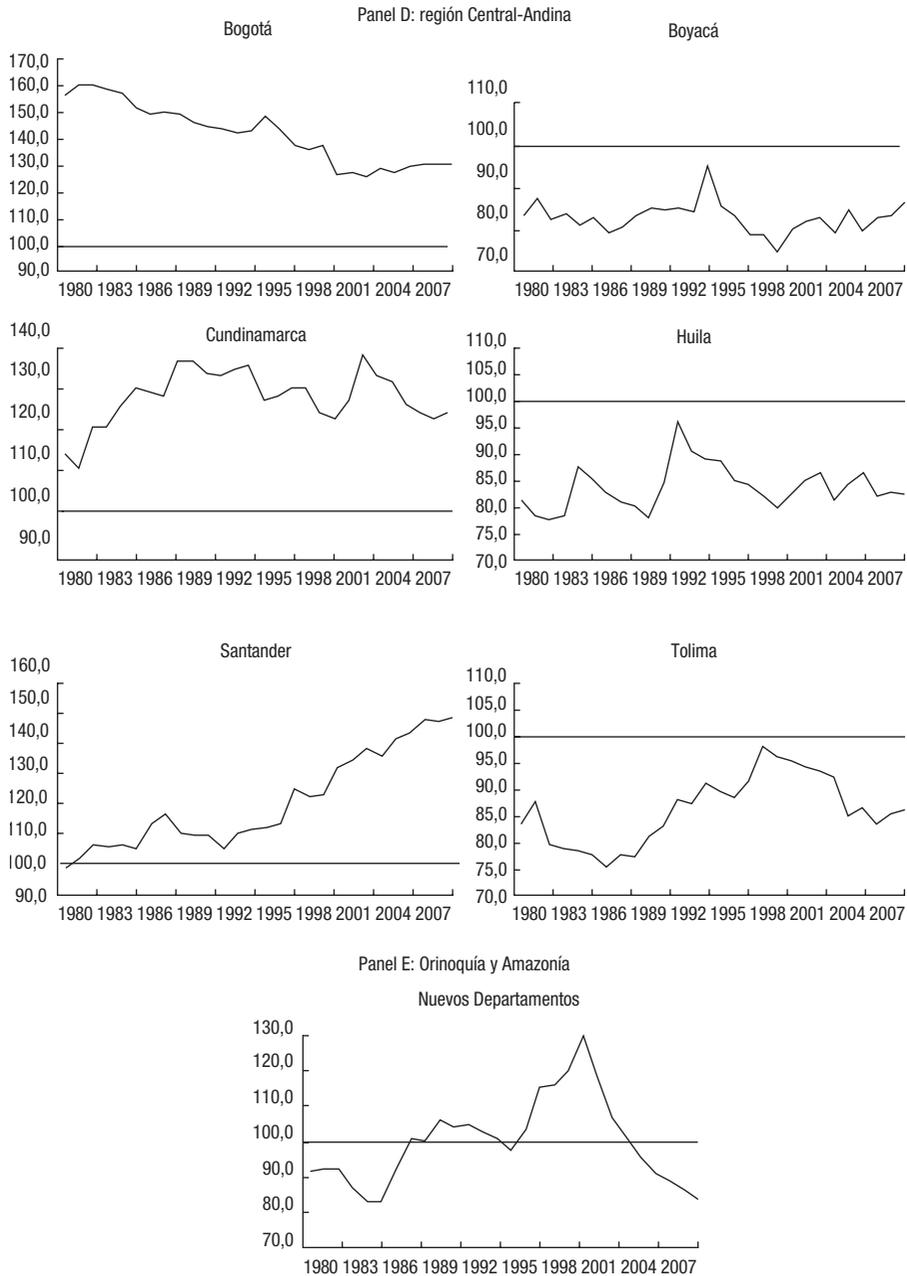
(Continúa)

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.

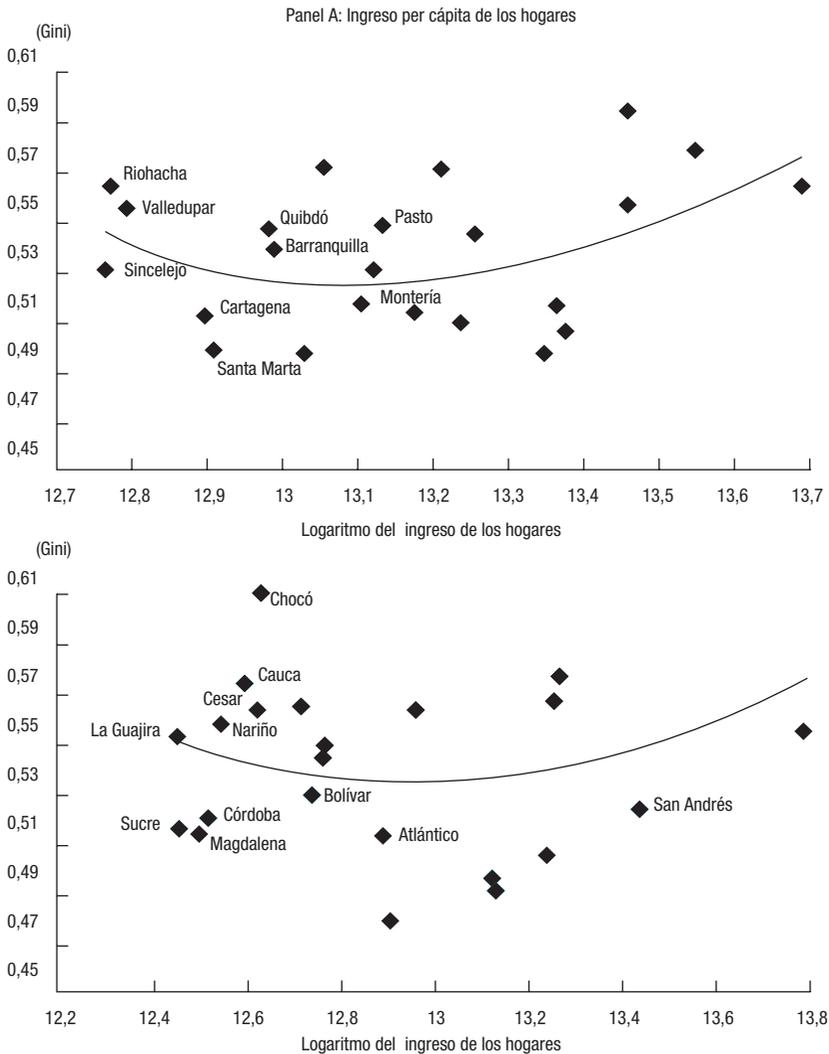
Finalmente, es de relevancia mencionar el estudio de Barro (2000), quien analiza un grupo de países y concluye que la curva de Kuznets no se ajusta, en general, a los datos de su análisis. Sin embargo, sostiene que ello se debe a que las inequidades ayudan al crecimiento de las economías prósperas, pero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

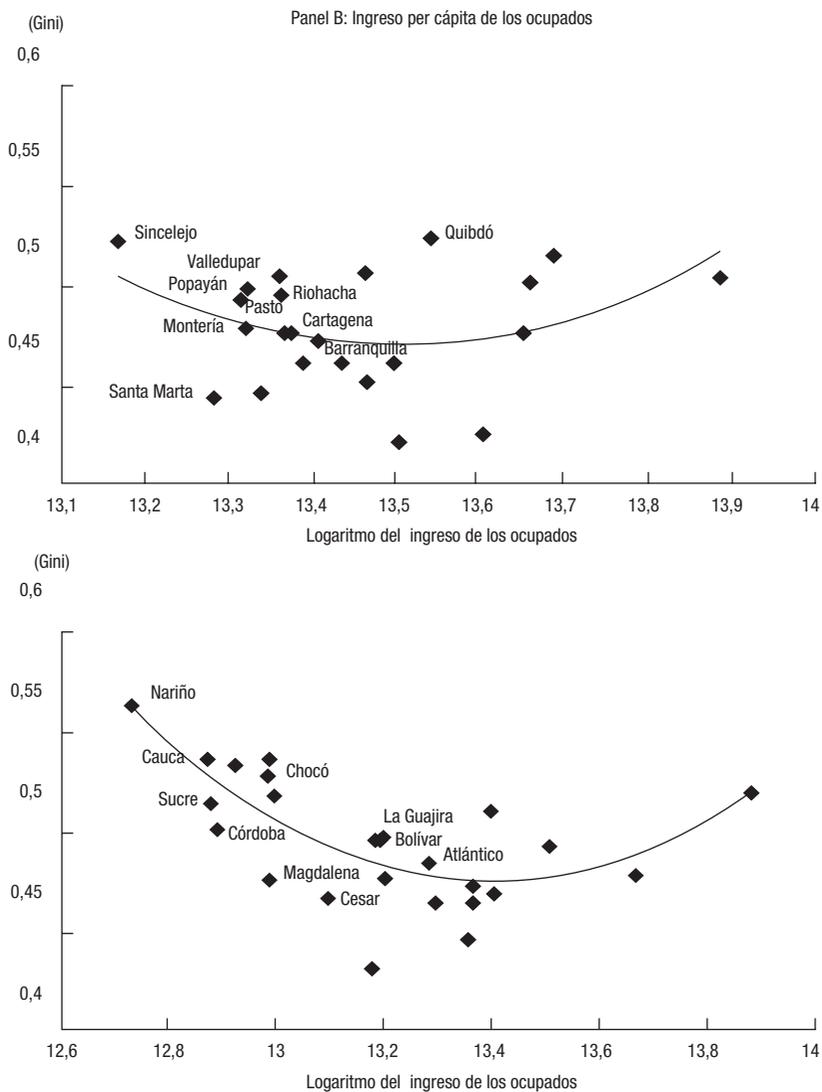
se podría esperar que un aumento de los ingresos per cápita esté acompañado de reducciones en las inequidades, vía menores niveles de pobreza. Por otro lado, los departamentos del resto del país, es decir, excluyendo los mencionados, están en una situación en la cual mayores niveles de ingresos per cápita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



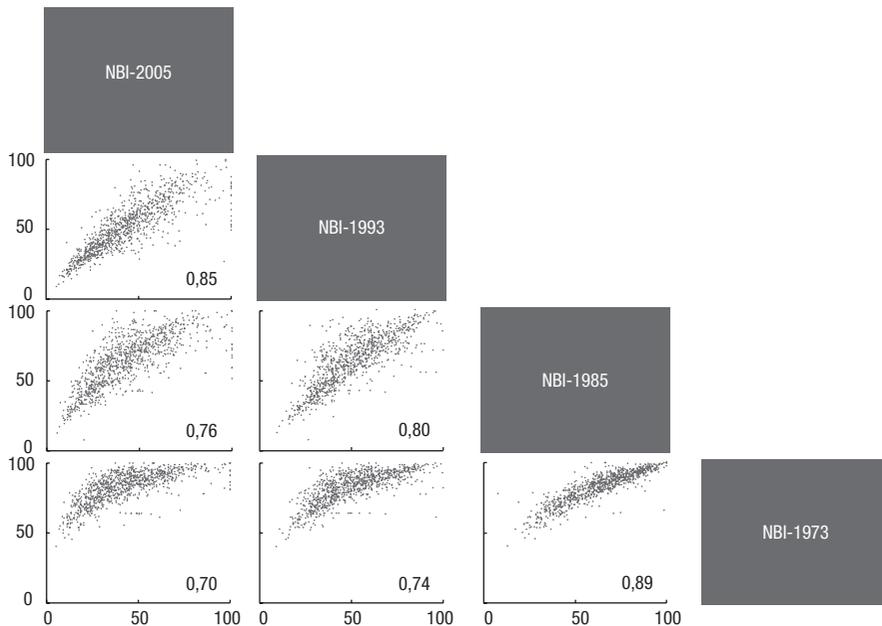
Fuente: Bonilla (2008); cálculos de los autores.

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.

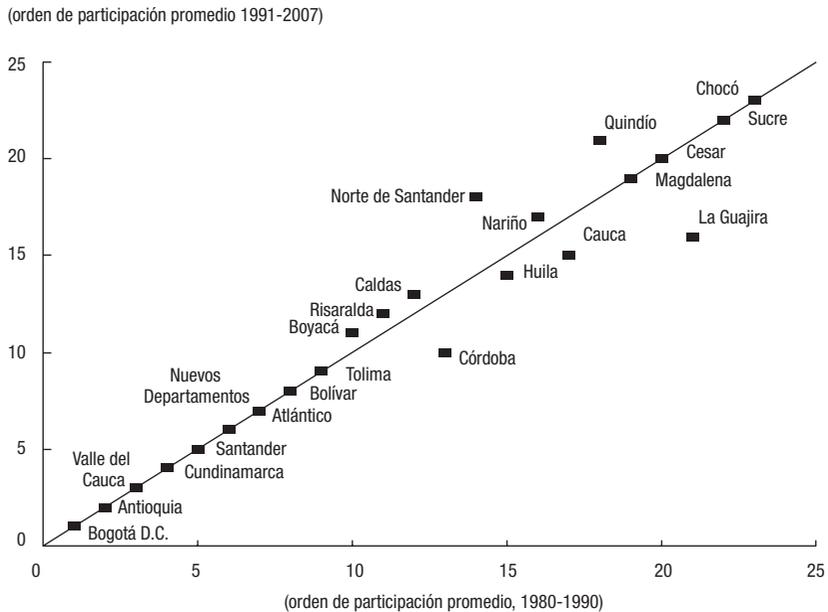
También existen otros factores que contribuyen a mantener las inequidades. Tal es el caso de las condiciones del mercado laboral, pues en Colombia hay evidencia de discriminación en el mercado laboral de acuerdo con el grupo étnico o la raza a la cual se pertenezca, lo cual perjudica, sobre todo, a la 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:

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

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.

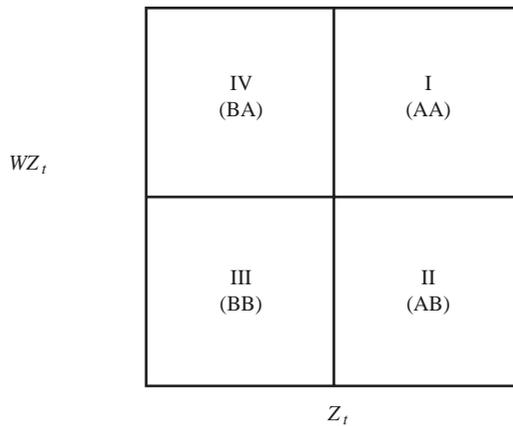
Dado que por construcción el índice I de Moran es el resultado de la covarianza de Z con su rezago espacial dividido por la varianza de Z , éste puede ser obtenido a partir de la regresión de la variable WZ con Z (Anselin, 1996). Con ello, si el signo de la I de Moran es positivo, se dice que existe 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.

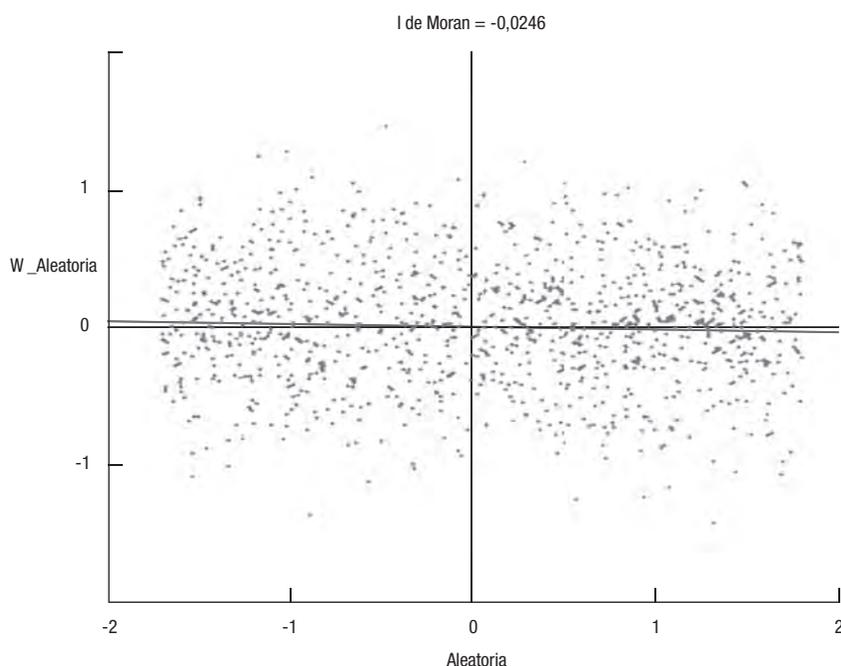
Si la pobreza se distribuyera aleatoriamente en el espacio, se encontraría un diagrama donde el estadístico I de Moran no es significativo y las observaciones se distribuirían sin ningún patrón. Ese es el caso que se muestra en el Gráfico 5, donde se generó una variable aleatoria y se calculó la I de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

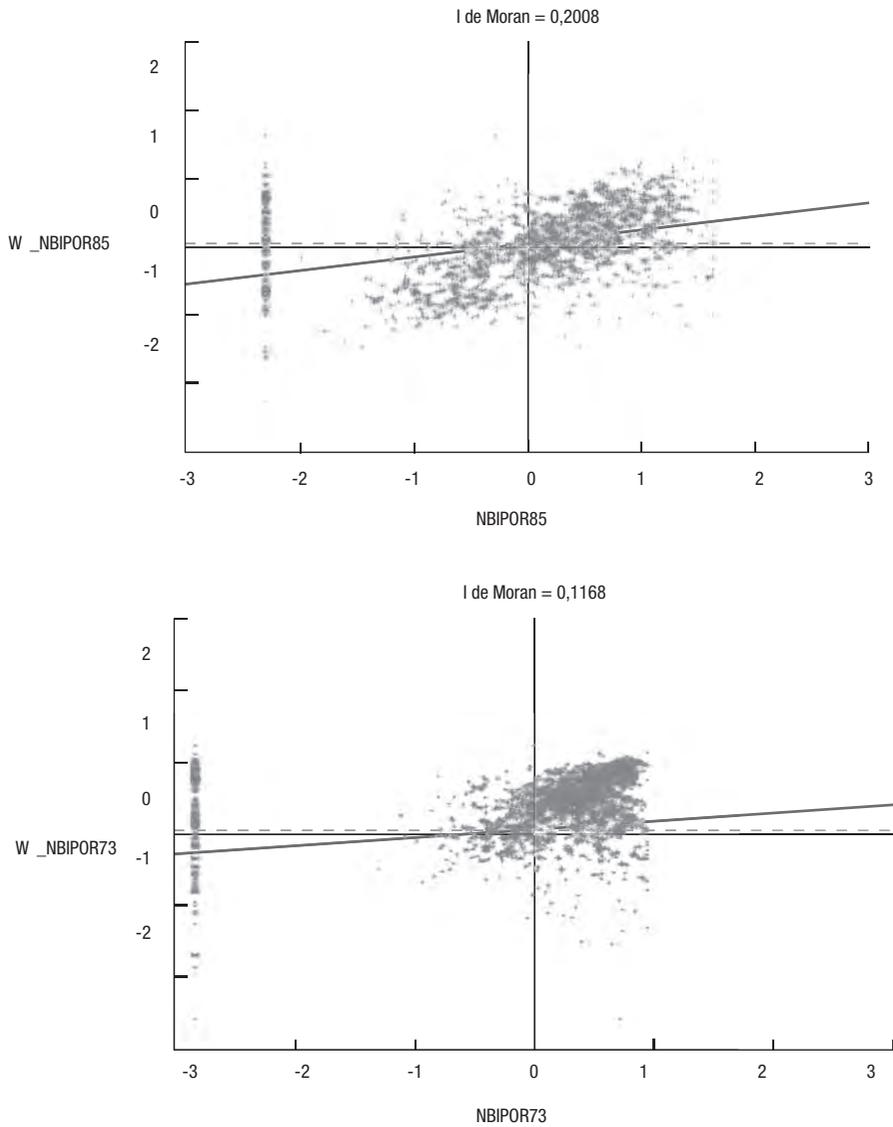
Si se comparan los resultados de los diferentes períodos censales, se encuentra que esta relación se ha mantenido a lo largo del tiempo, con lo cual se concluiría que esa relación de polarización espacial es persistente. Nótese, sin embargo, que no necesariamente todos los municipios que aparecen, por 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



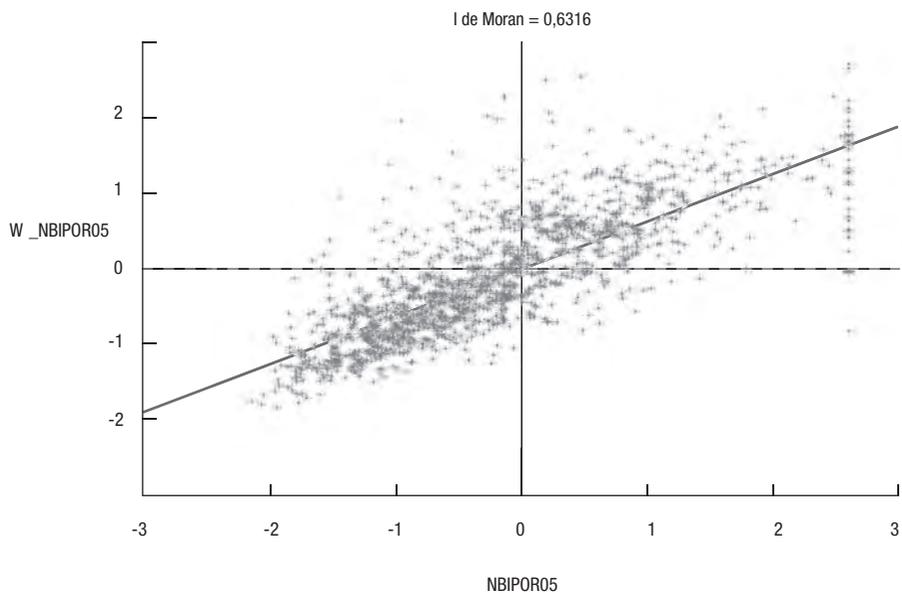
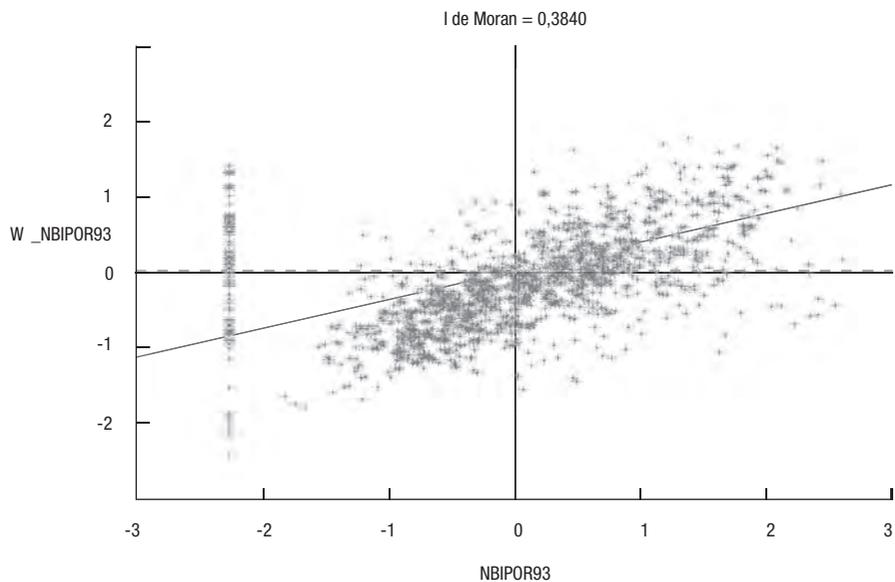
Nota: la inferencia estadística se hizo para 999 permutaciones, encontrándose un p -valor de 0,1020 en el nivel de significancia.
Fuente: cálculos de los autores.

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)

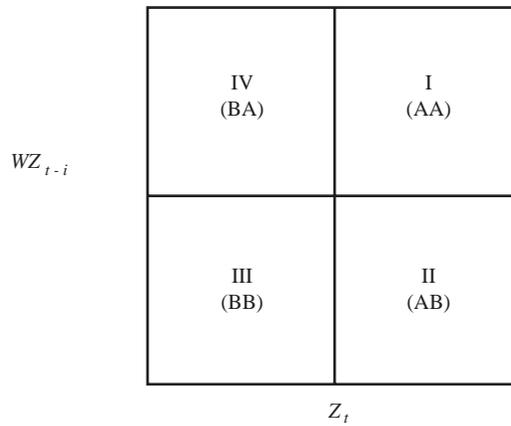


Nota: la inferencia estadística se hizo para 999 permutaciones, encontrándose un p -valor de 0,001 en el nivel de significancia.
Fuente: cálculos de los autores con base en el DANE.

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

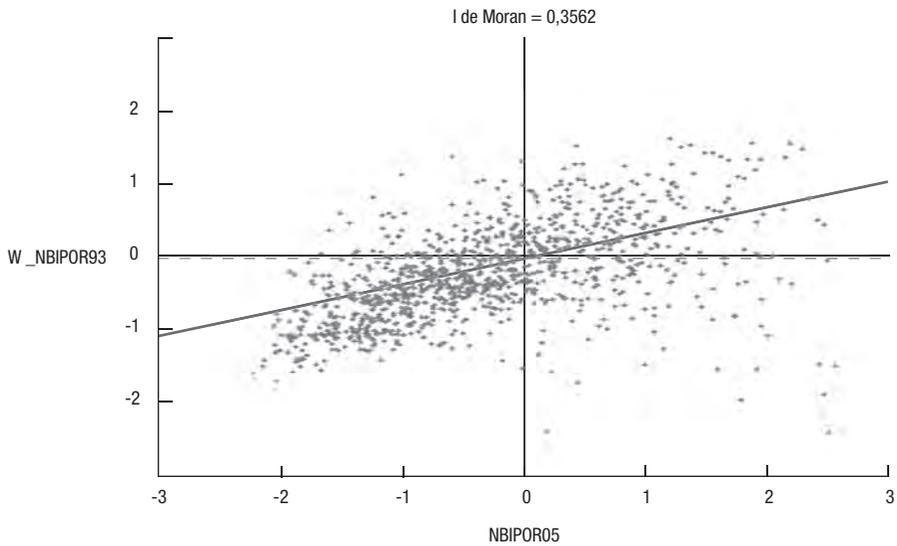
El otro elemento que se identifica es lo que se conoce como resiliencia. En ingeniería el término se emplea para referirse a la capacidad de un material para conservar su forma a pesar de haber sido sometido a una presión con el fin de deformarlo. En epidemiología se estudia la resiliencia mediante el 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 (Hommel, 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).

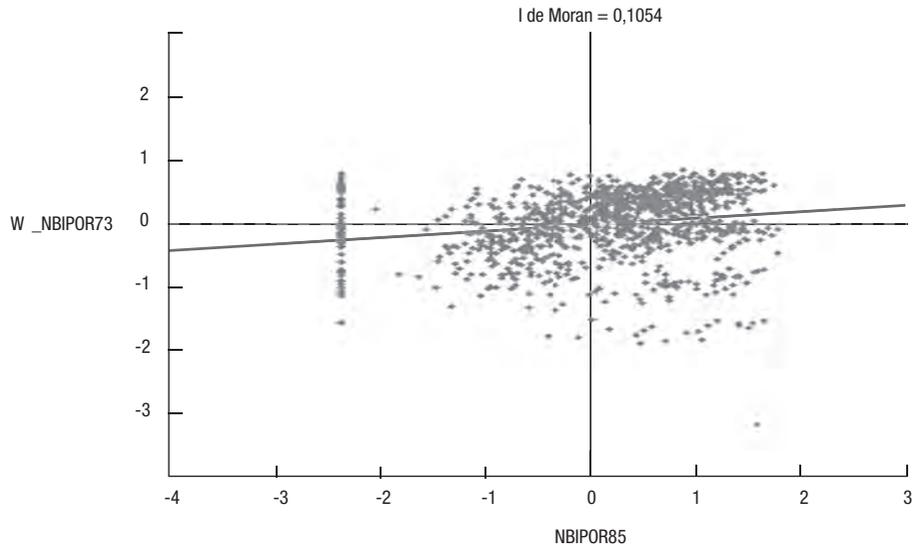
En términos de la distribución espacial de la persistencia de la pobreza, se puede afirmar que de los municipios que se podrían clasificar dentro de la categoría de la trampa de pobreza en 1993, el 56% pertenecen a la periferia del país. En el año 2005 dicho porcentaje aumentó a 70%.

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



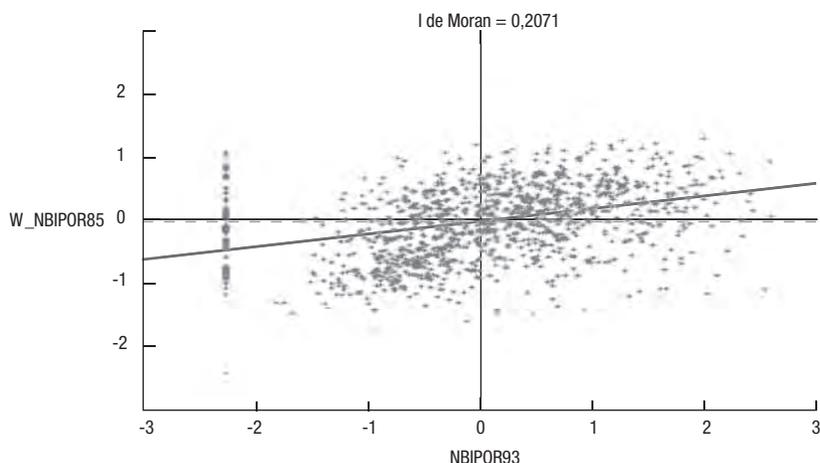
Nota: la inferencia estadística se hizo para 999 permutaciones, encontrándose un p -valor de 0,001 en el nivel de significancia.
Fuente: cálculos de los autores con base en el DANE.

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%)
	BB	AB		BB	AB
	333 (31,1%)	142 (13,3%)		424 (39,6%)	103 (9,6%)
	NBI 1993			NBI 2005	

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.

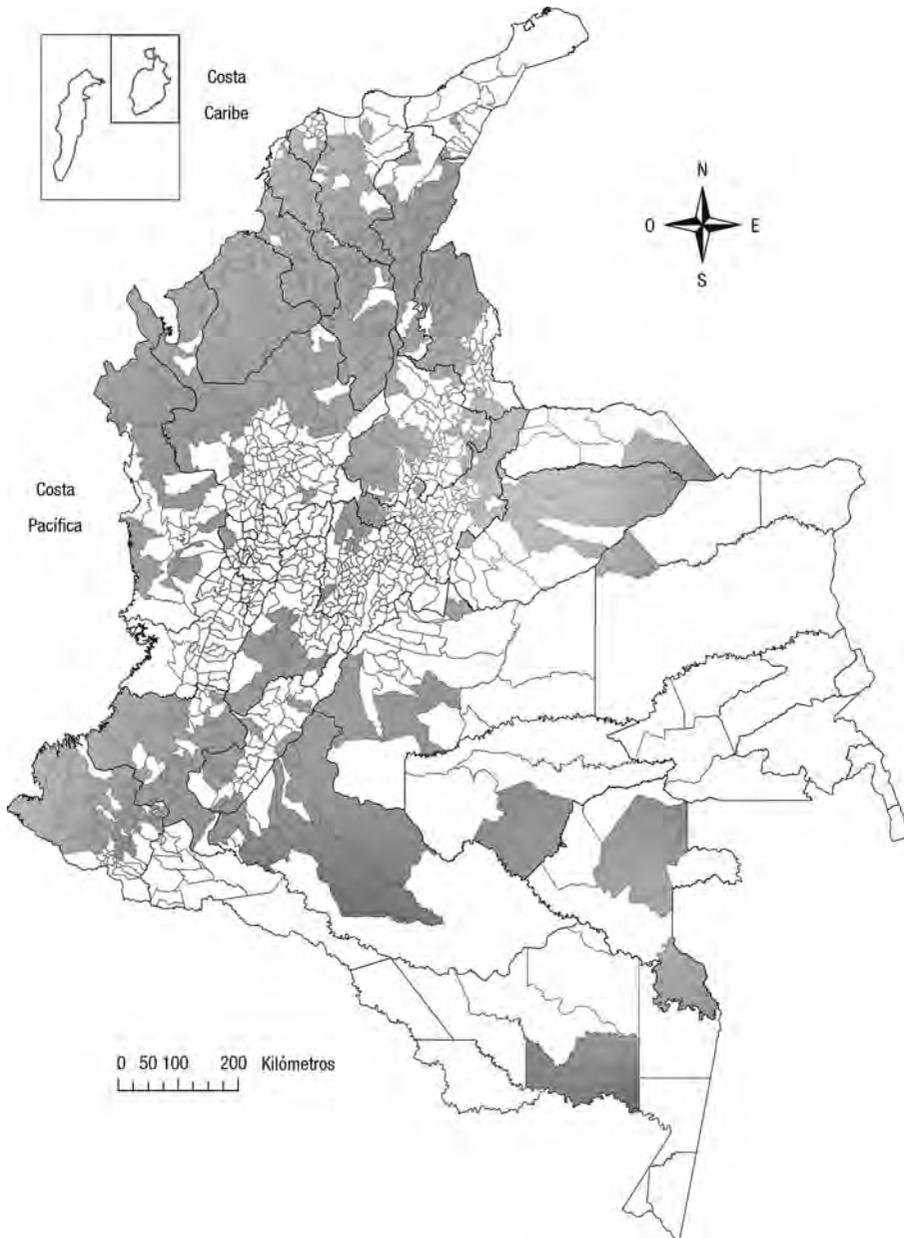
En el caso de NBI en el año 2005 se encontraron los *clusters* espaciales y se determinó que la mayoría de los clasificados como alto-alto, están localizados en la periferia. Así mismo, los *clusters* clasificados como bajo-bajo, o de menor pobreza, se ubican sobre las cordilleras, en su mayoría en la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

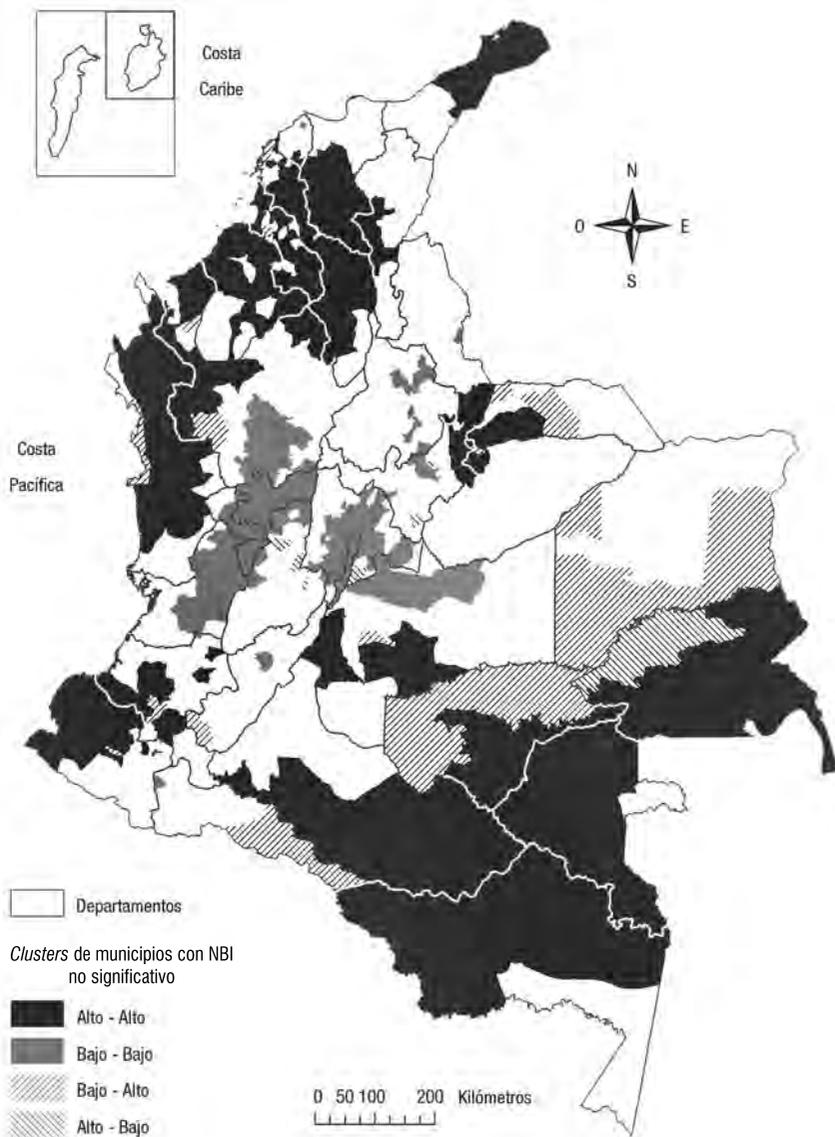
Las políticas económicas nacionales deben reconocer que existen particularidades en las regiones de Colombia, pues, por ejemplo, Zuccardi (2004) muestra que la respuesta de las regiones a choques en la actividad económica nacional es diferenciada y algunas áreas metropolitanas como Bogotá, Medellín y 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

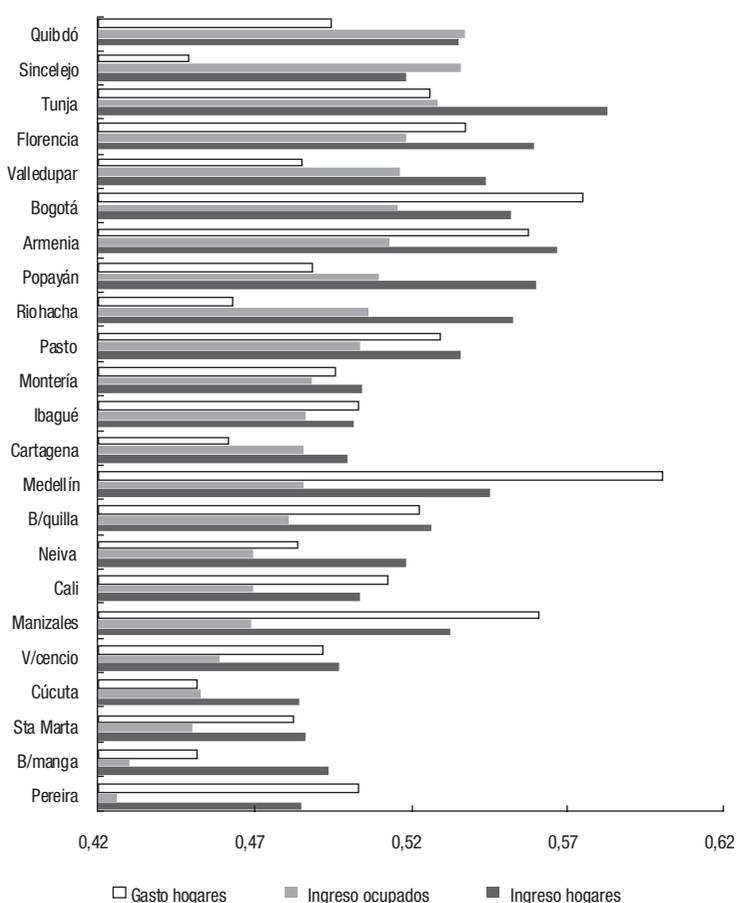
	INGRESO PER CAPITA HOGARES	INGRESO OCUPADOS	GASTO PER CAPITA HOGARES
Departamentos	0,466	0,513	0,016
23 ciudades	0,752	0,521	0,170

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.

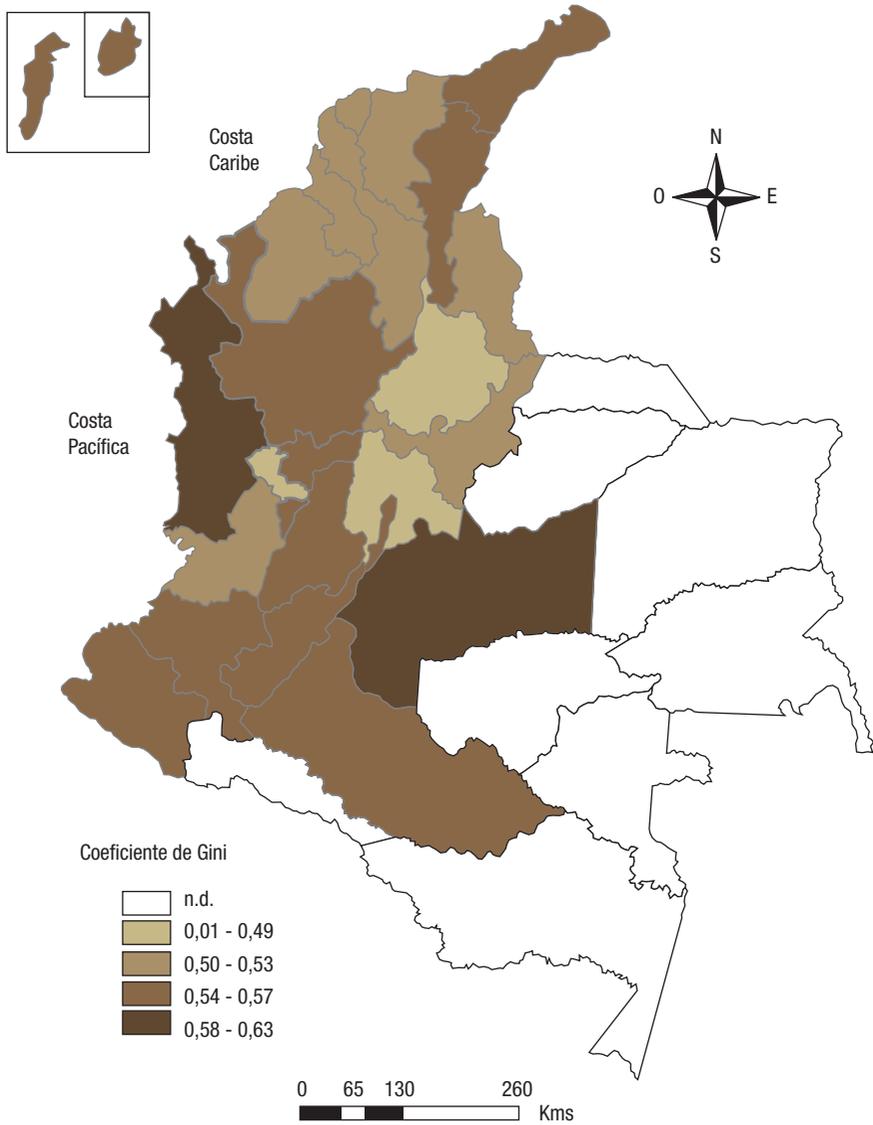
En el Gráfico 1 se presenta el coeficiente de Gini calculado a partir de distintas medidas de ingreso y gasto para las 23 ciudades principales. Las capitales de los departamentos con desigualdad persistentemente alta se encuentran todas entre las ciudades con coeficiente de Gini elevado. De la misma 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



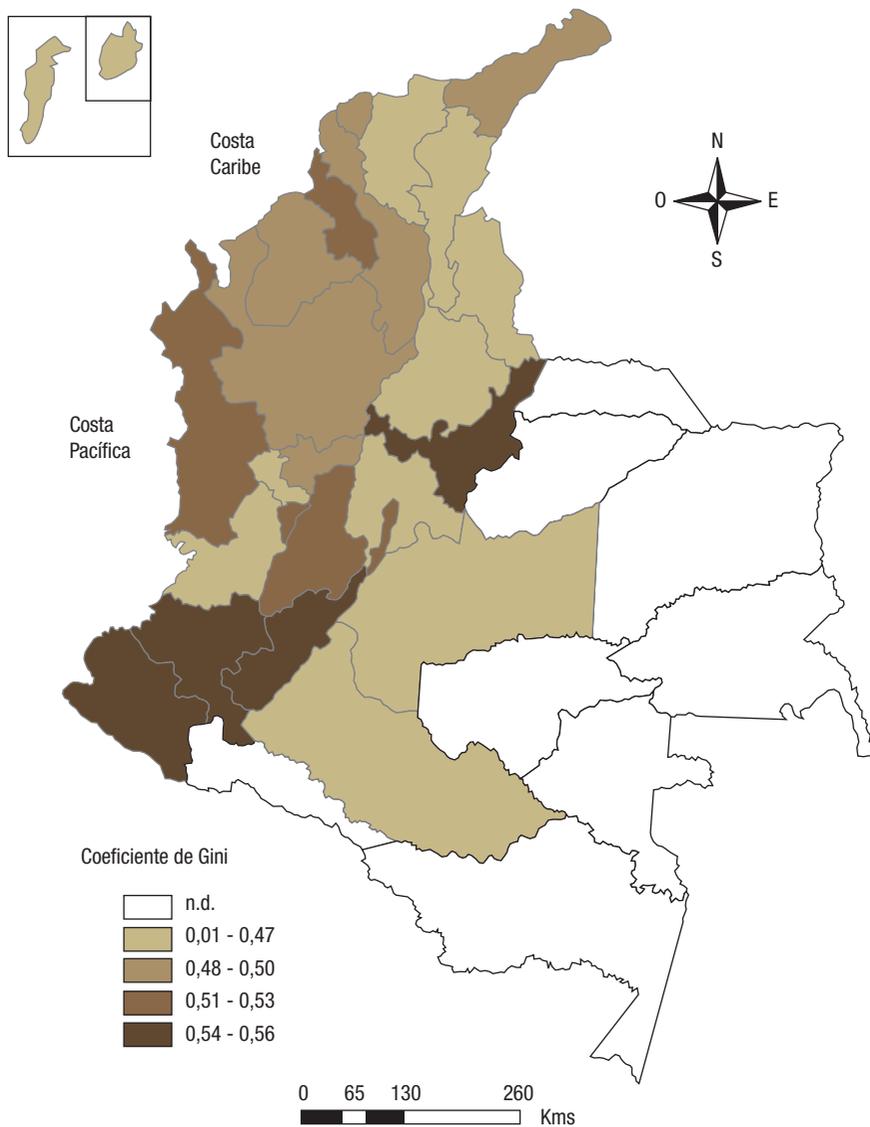
Fuente: cálculos propios con base en DANE (EIG, 2006-2007).

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



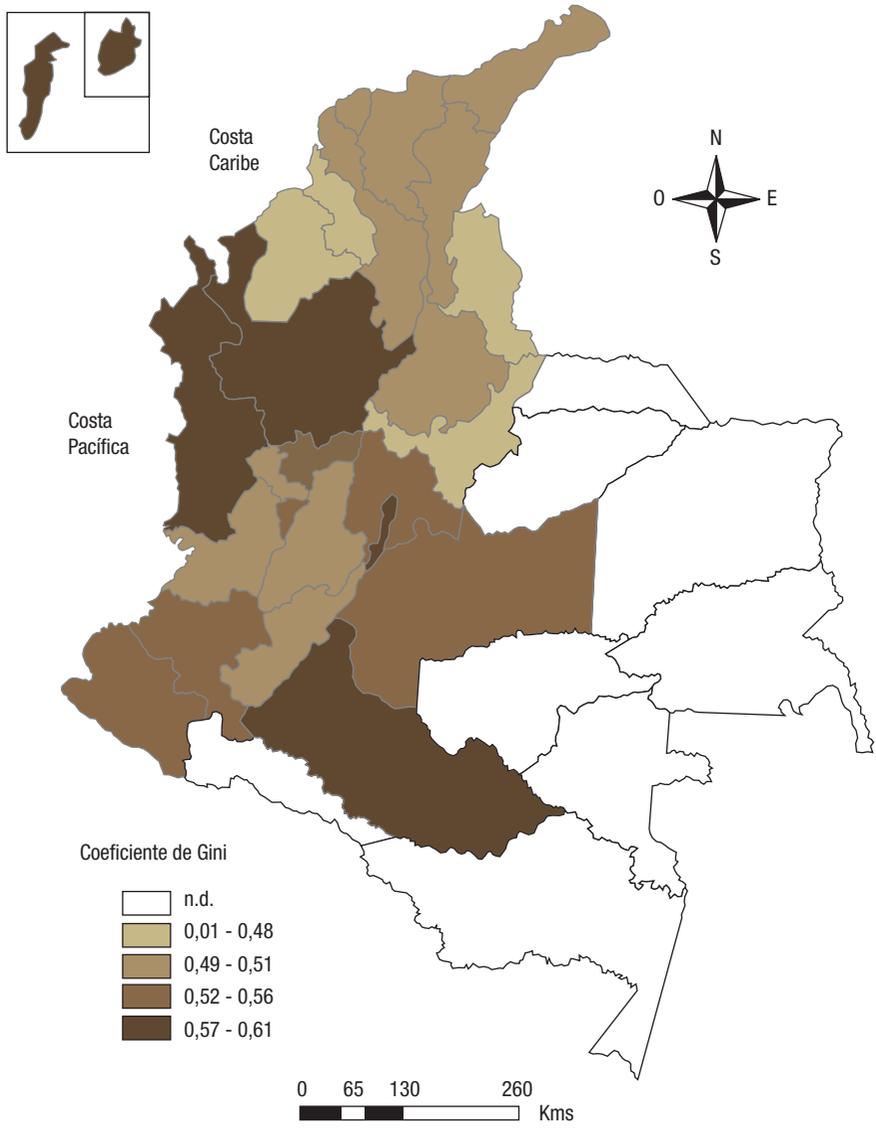
Fuente: cálculos propios con base en DANE (EIG, 2006-2007).

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

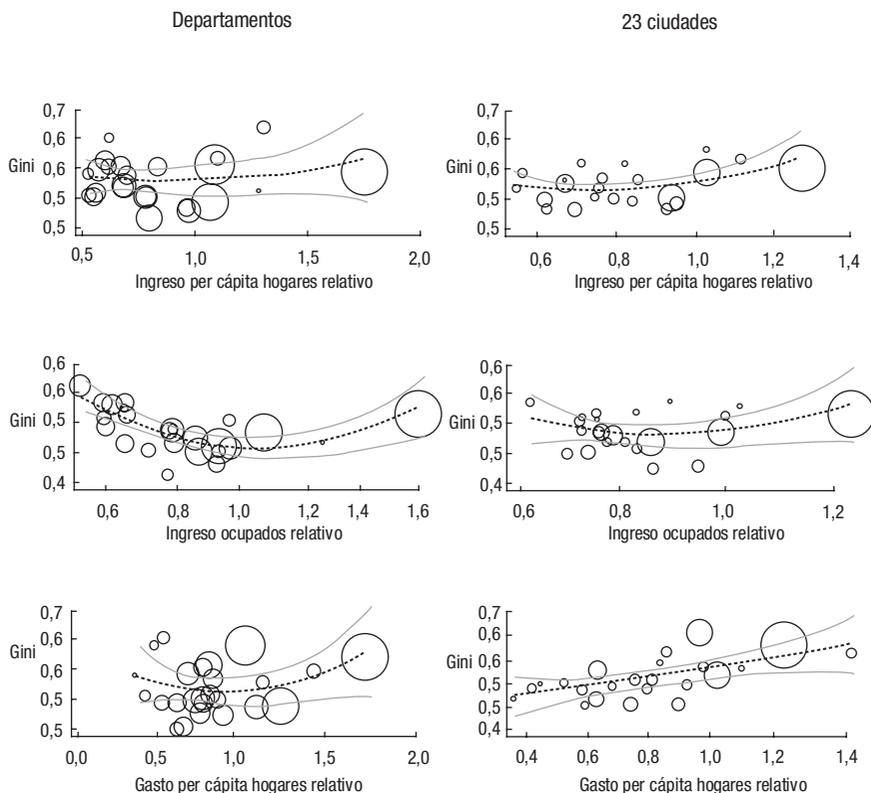
Fuente: cálculos propios con base en DANE (EIG, 2006-2007).

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 intra-regional 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 %

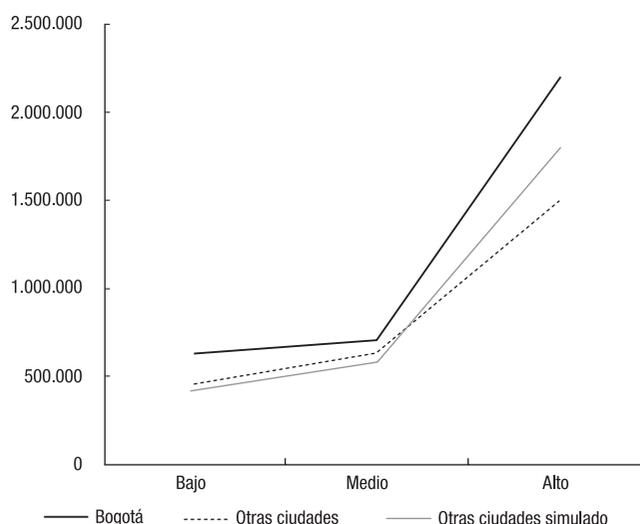
DISTRIBUCIÓN DEL COMPONENTE NO OBSERVADO SIMULADA		
	ESTRUCTURA DE SALARIOS	RETORNOS A EDUCACIÓN
Promedio	12,6 %	2,8 %
Theil	5,4 %	12,8 %
Gini	3,8 %	3,5 %
% interdesigualdad	-80,7 %	3,7 %
% promedio Theil ciudades	16,1 %	29,0 %

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

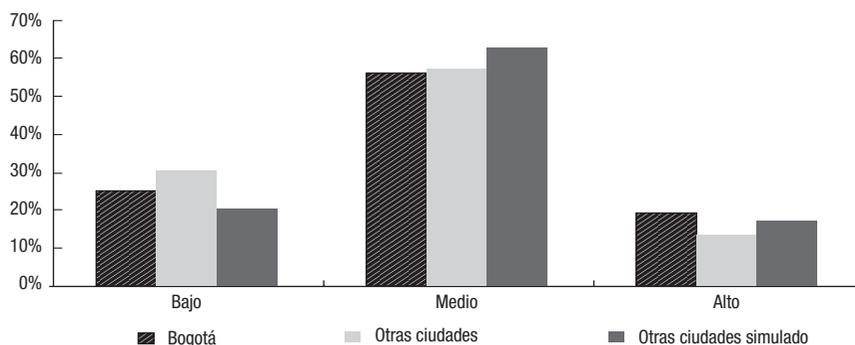
Fuente: cálculos propios con base en EIG 2006-2007.

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.

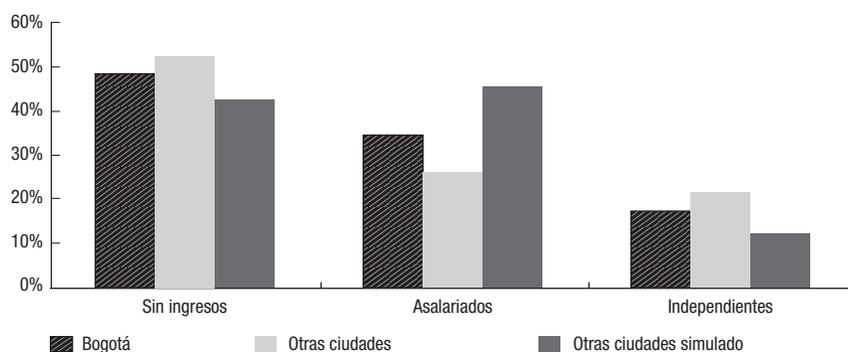
En el primer bloque de ejercicios contrafactuales los resultados son similares a los obtenidos para la distribución de los ingresos salariales. En efecto, los principales determinantes de la caída en la interdesigualdad y el aumento en el ingreso ocupacional siguen siendo la estructura de retornos y 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.

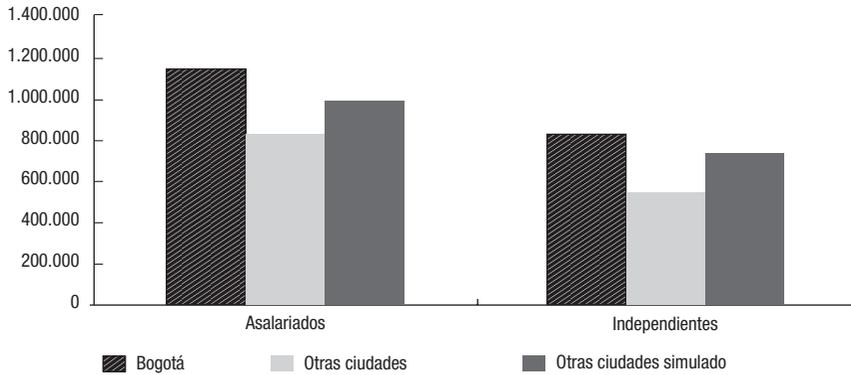
GRÁFICO 4. PORCENTAJE DE PERSONAS EN EDAD DE TRABAJAR EN BOGOTÁ Y OTRAS CIUDADES PRINCIPALES (OBSERVADO Y SIMULADO) POR DECISIÓN OCUPACIONAL^a



^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.

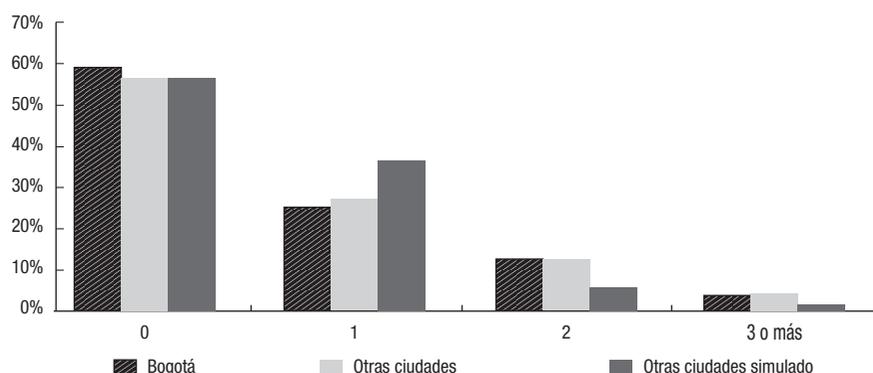
Por su parte, la correlación entre el ingreso per cápita del hogar y el número de niños es negativa y significativa tanto en Bogotá como en el resto de las ciudades. En otras palabras, los hogares más pobres tienen en promedio más hijos. Si se tiene en cuenta, como se ve en el Gráfico 6, que el número 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

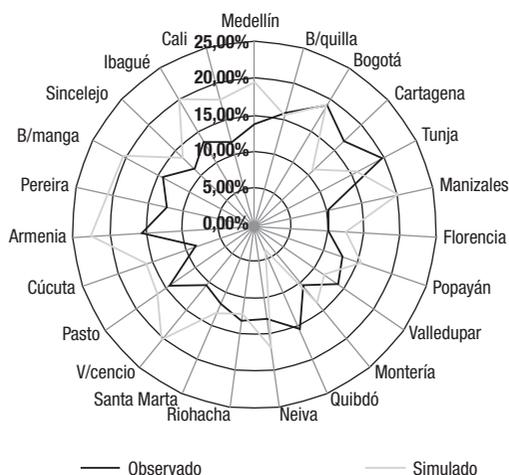
Los gráficos 7 a 11 presentan algunos estadísticos observados y simulados, por ciudad, de los principales determinantes del cambio en la desigualdad identificados en la sección III. En orden, estos son: el porcentaje de personas en edad de trabajar con nivel educativo alto, la relación entre salarios 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)

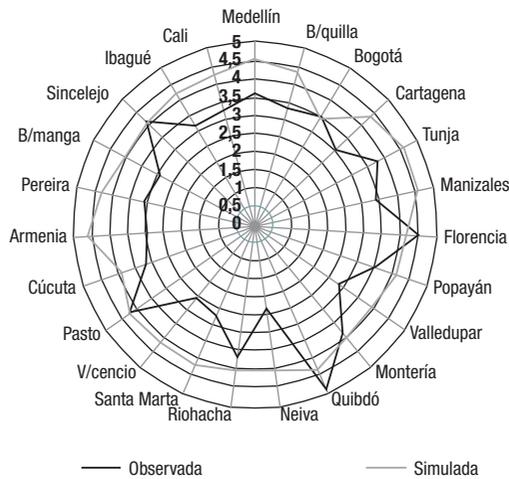


Fuente: cálculos propios con base en EIG 2006-2007.

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.

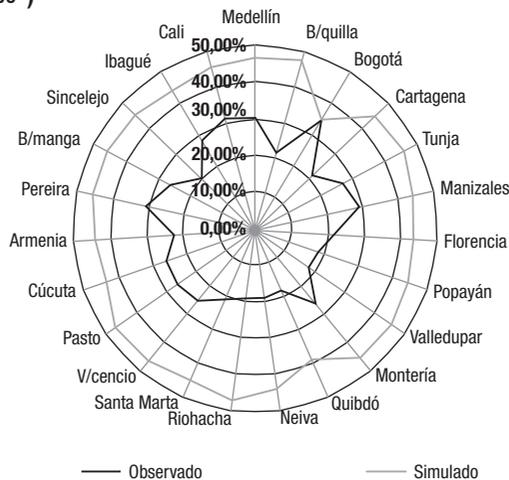
GRÁFICO 8. RELACIÓN ENTRE SALARIOS PROMEDIO DE GRUPOS EDUCATIVOS ALTO Y BAJO (OBSERVADA Y SIMULADA)



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, Ibague, 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)

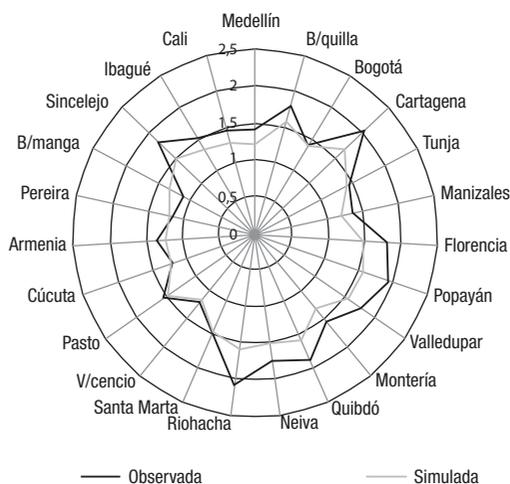


^a Estructura ocupacional simulada tomando educación y niños en el hogar observados.
Fuente: cálculos propios con base en EIG 2006-2007.

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.

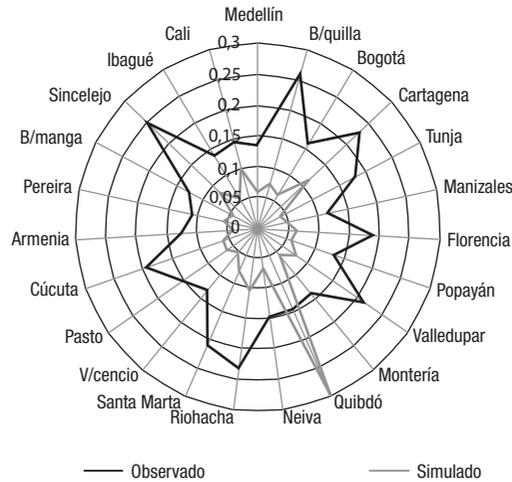
GRÁFICO 10. RELACIÓN ENTRE INGRESOS DE ASALARIADOS E INDEPENDIENTES (OBSERVADA Y SIMULADA^a)



^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 Sincelejo. 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)



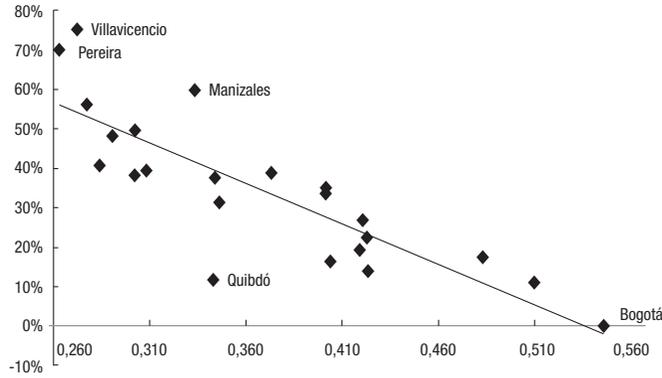
Fuente: cálculos propios con base en EIG 2006-2007.

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, $f\left(y_{\beta^{sal} \phi_{edu} \eta_{edu} \phi_{niños} \eta_{niños}}^{(\cdot) \rightarrow Bog}\right)$

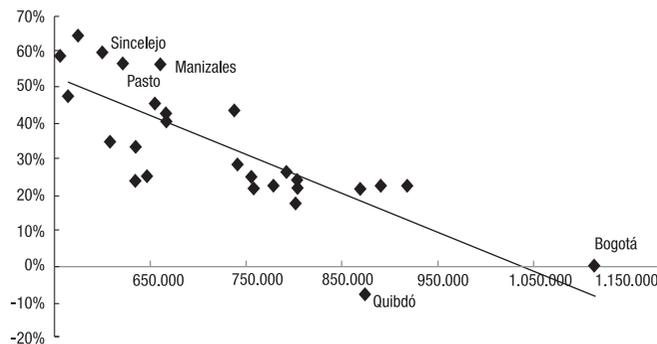


Fuente: cálculos propios con base en EIG 2006-2007.

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, $f\left(y_{\beta^{sal} \phi_{edu} \eta_{edu} \phi_{niños} \eta_{niños}}^{(\cdot) \rightarrow Bog}\right)$

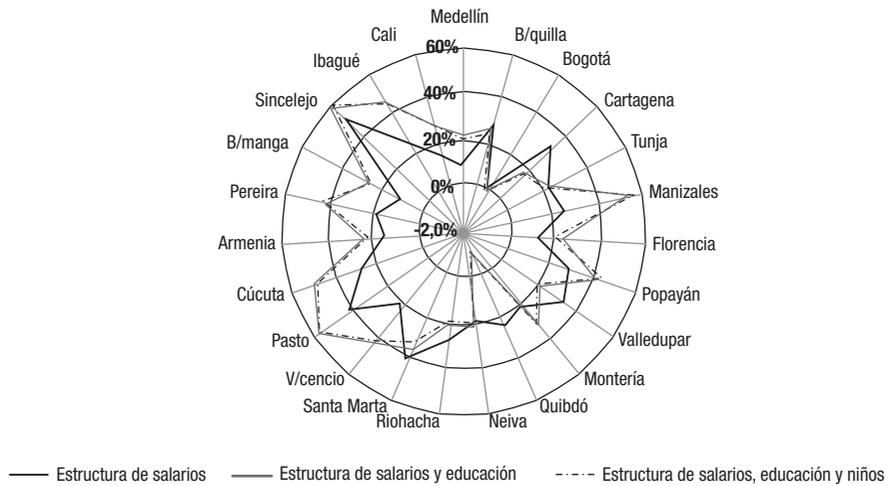


Fuente: cálculos propios con base en EIG 2006-2007.

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

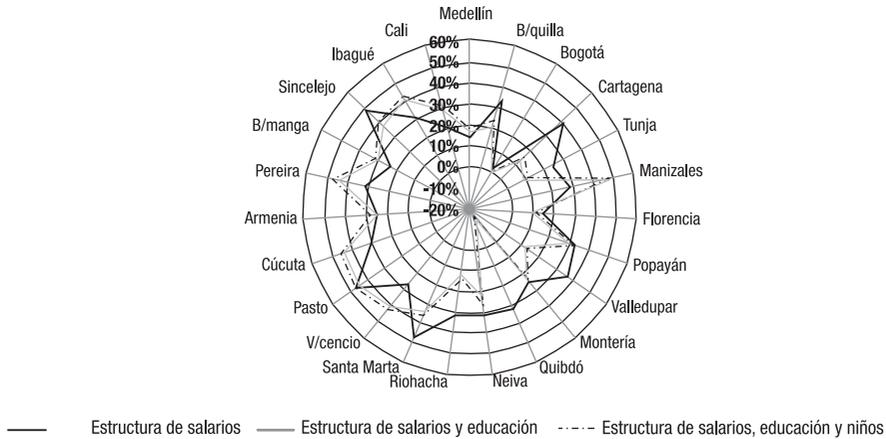


Fuente: cálculos propios con base en EIG 2006-2007.

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.

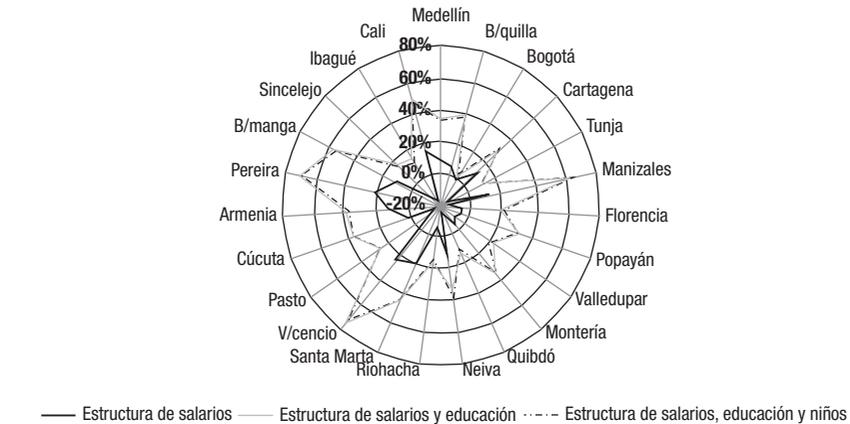
GRÁFICO 15. CAMBIO PORCENTUAL EN EL SALARIO PROMEDIO SIMULADO CON LA DISTRIBUCIÓN DEL COMPONENTE NO OBSERVADO DE LA ECUACIÓN DE SALARIO SIMULADA



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

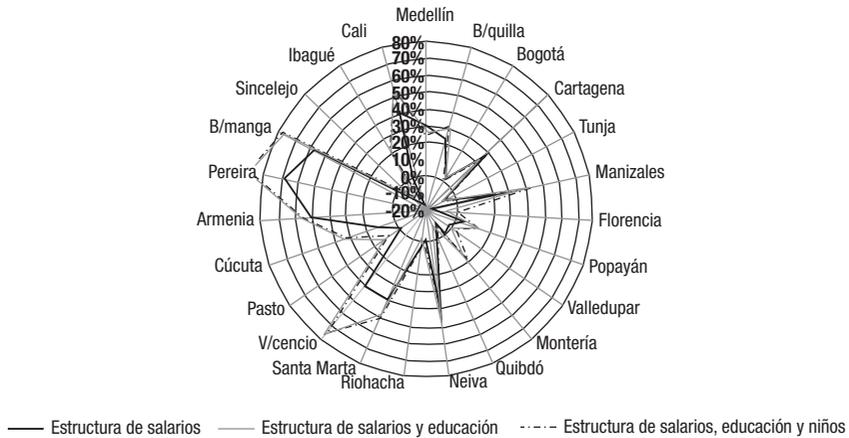
En los gráficos 16 y 17 se presenta el cambio porcentual en el índice de Theil de los salarios. Lo primero que salta a la vista es que la estructura de salarios tiene, en general, efectos de menor magnitud sobre la desigualdad que su interacción con la educación, especialmente cuando no se simula el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

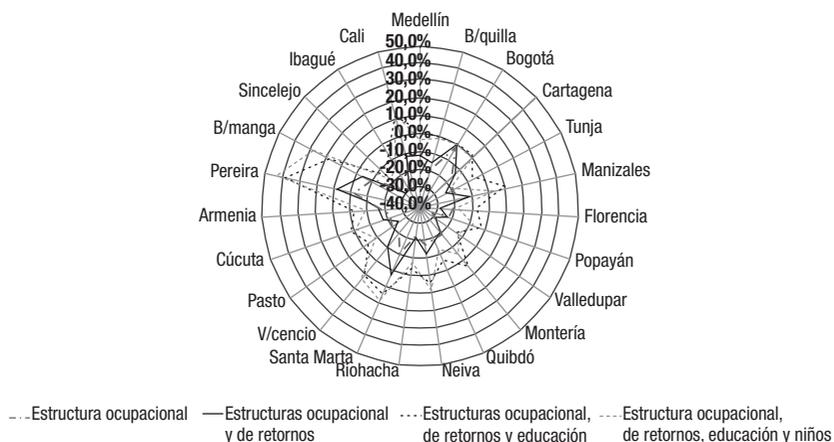
D. RESULTADOS DESAGREGADOS PARA INGRESO DE LOS OCUPADOS

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.

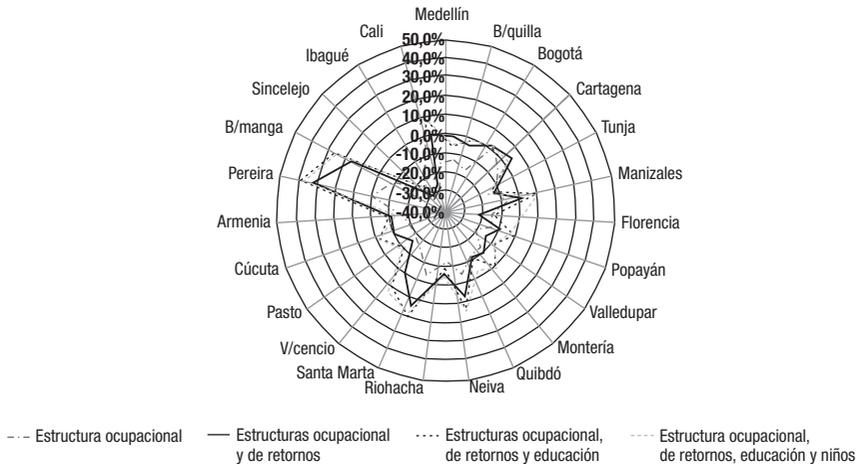
Al incluir la educación entre los factores simulados se pierde parte de la capacidad redistributiva que tiene la simulación de las decisiones ocupacionales. En Santa Marta, Villavicencio, Neiva, Pereira, Bucaramanga y Cali el efecto neto pasa a ser regresivo. Esto tiene sentido si se toma en cuenta que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

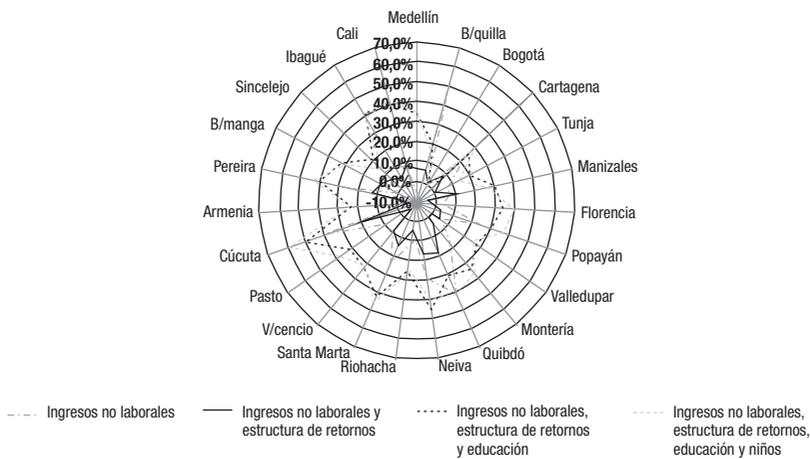
En los resultados agregados de las veintitrés ciudades, el bloque de ejercicios que produce los mayores cambios en la desigualdad del ingreso per cápita de los hogares es el que incluye entre los factores a los ingresos no laborales. Los gráficos 20 y 21 muestran estos efectos distributivos desagregados 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.

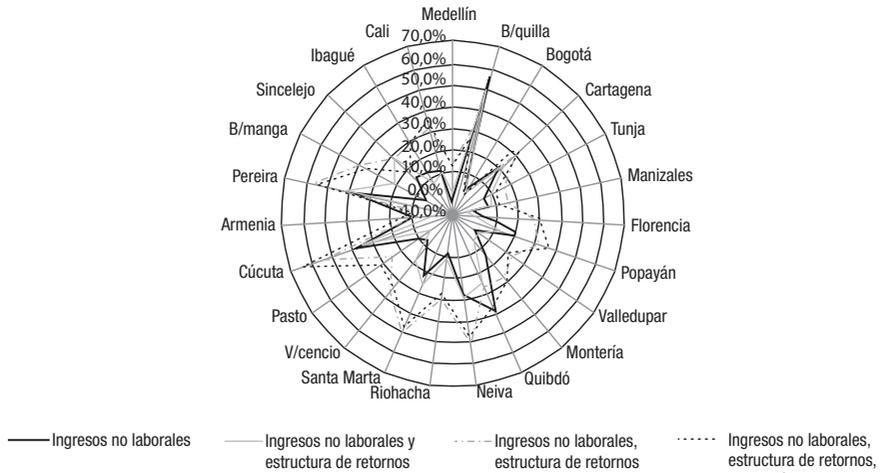
Los gráficos 22 y 23 presentan los efectos en el promedio y el coeficiente de Theil del ingreso per cápita de los hogares del ejercicio en el que se simula la totalidad de los factores tenidos en cuenta en este artículo. Lo que llama la atención de este ejercicio es que se trata del escenario en el que 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



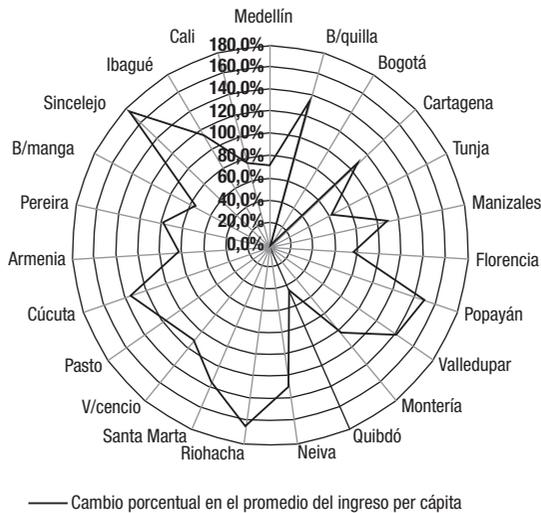
Fuente: cálculos propios con base en EIG 2006-2007.

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



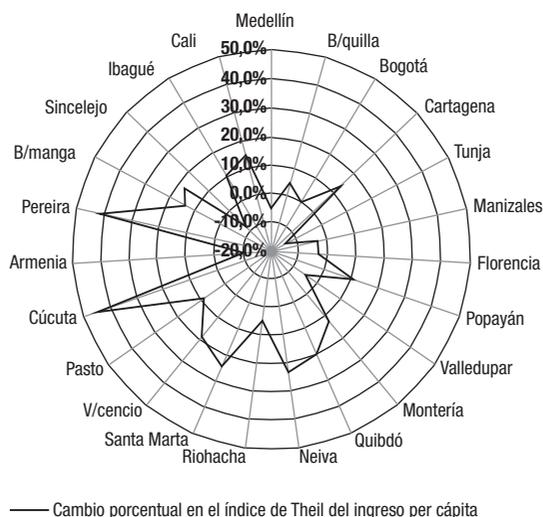
Fuente: cálculos propios con base en EIG 2006-2007.

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. Sincelajo y Quibdó son dos ciudades que permiten ilustrar este punto. En Sincelajo, 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 Sincelajo 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 Sincelajo, 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

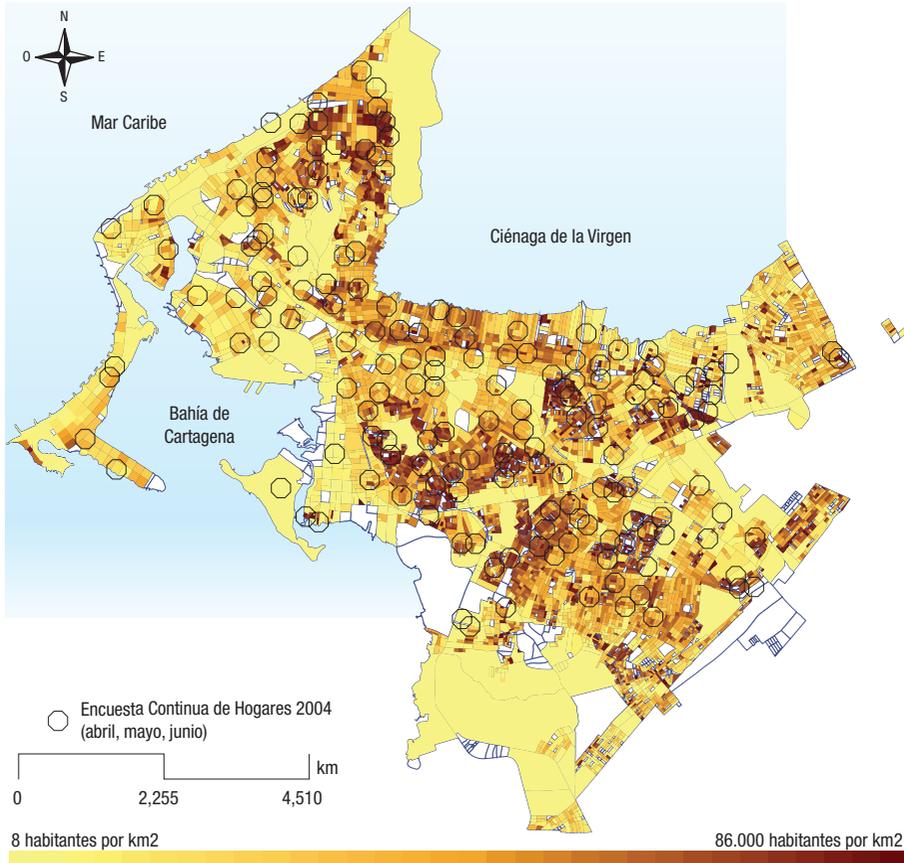
En esta sección se presentan los resultados de las estimaciones del diferencial en el ingreso laboral siguiendo la metodología Blinder-Oaxaca. La primera aproximación al problema es una serie de regresiones con el ánimo de cuantificar de manera ad hoc dichas mediciones.

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.

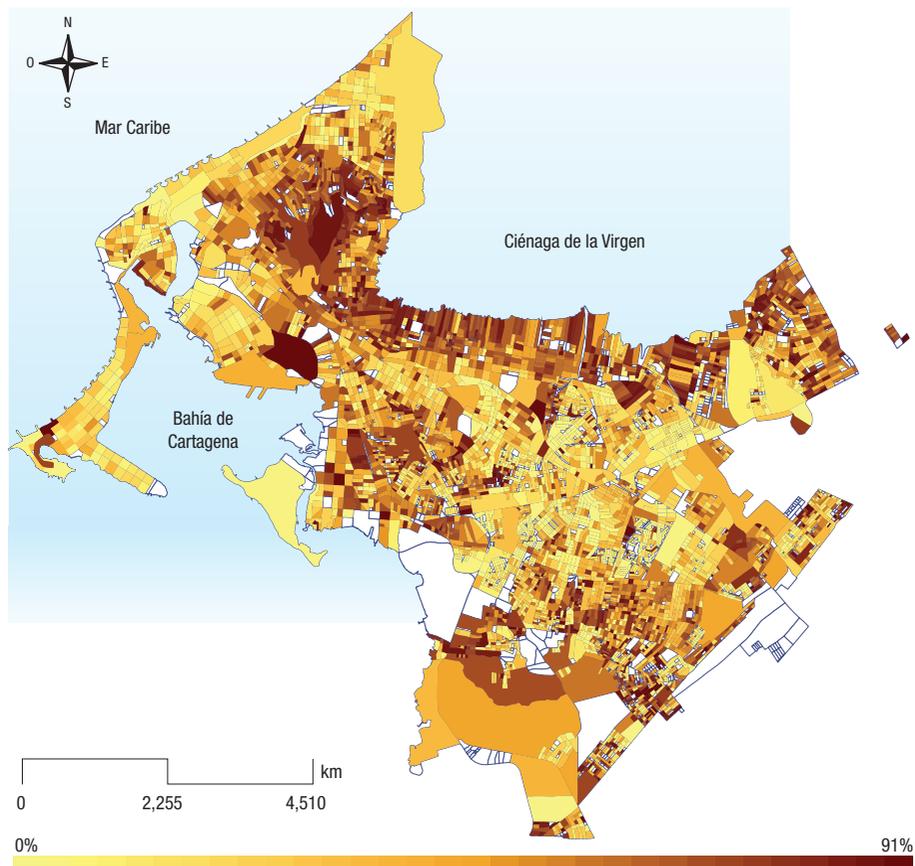
Las estimaciones anteriores suponen que la sociedad sigue valorando igual todas las demás características incluidas y, como se muestra a continuación, con la metodología Blinder-Oaxaca, hay evidencia para los tres territorios estudiados de que este supuesto no tiene por qué cumplirse.

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



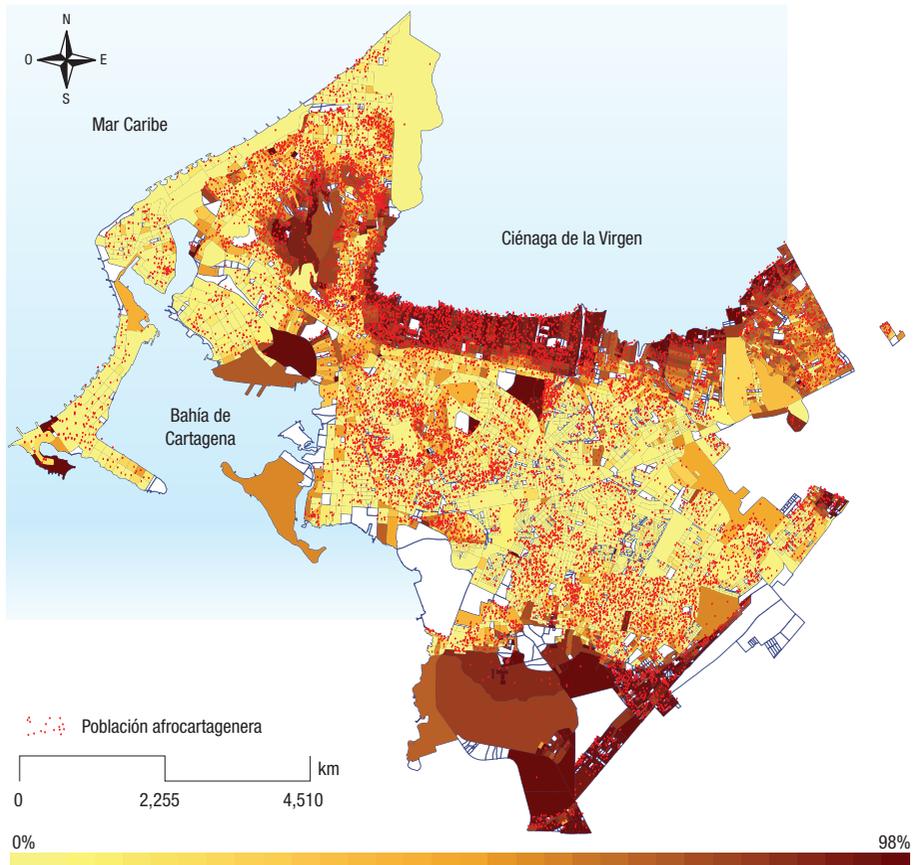
Fuentes: DANE (Censo general de 2005); para los datos de población por manzanas; Encuesta continua de hogares; y malla virtual de Cartagena, para la información geográfica.

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



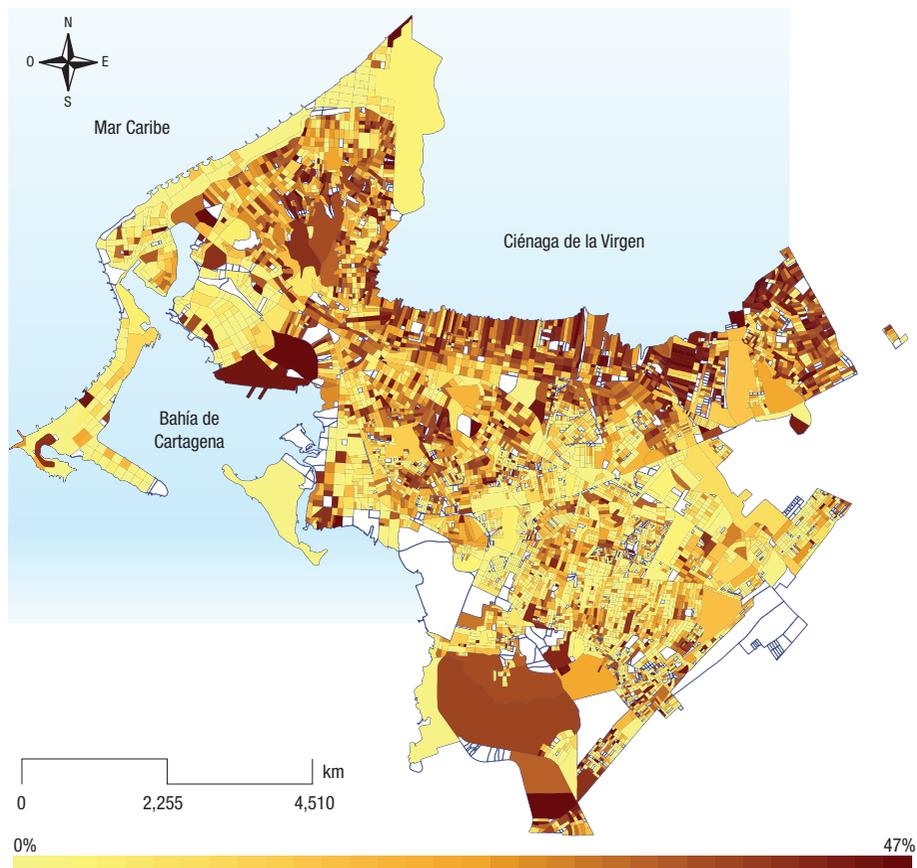
Fuentes: DANE (Censo general de 2005): para los datos de autorreconocimiento étnico y racial; y malla virtual de Cartagena, para la información geográfica; y cálculos del autor.

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>
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>
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)	<i>(0,098)</i>	<i>(1,431)</i>	<i>(1,584)</i>	<i>(1,551)</i>
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)	<i>(281,173)</i>	<i>(519,364)</i>	<i>(476,368)</i>
Menores de 6 en el hogar	-0,095	-0,087	-0,008	0,341	0,306	-0,035
	<i>(0,080)</i>	(0,043)	<i>(0,054)</i>	<i>(0,474)</i>	<i>(0,461)</i>	<i>(0,464)</i>
Estudia	-0,797	-0,620	-0,177	0,179	0,190	0,012
	(0,125)	(0,068)	(0,085)	<i>(0,383)</i>	<i>(0,393)</i>	<i>(0,391)</i>
Cabeza de familia	0,580	0,570	0,010	0,361	0,335	-0,025
	(0,088)	(0,046)	<i>(0,059)</i>	<i>(0,480)</i>	<i>(0,472)</i>	<i>(0,474)</i>
Casado	-0,001	-0,098	0,097	0,168	0,249	0,082
	<i>(0,104)</i>	(0,048)	<i>(0,066)</i>	<i>(0,374)</i>	<i>(0,433)</i>	<i>(0,420)</i>
Primaria	-0,040	0,028	-0,068	0,786	0,862	0,077
	<i>(0,118)</i>	<i>(0,073)</i>	<i>(0,086)</i>	<i>(0,411)</i>	<i>(0,345)</i>	<i>(0,360)</i>
Secundaria incompleta	0,079	-0,115	0,194	0,616	0,718	0,102
	<i>(0,114)</i>	<i>(0,064)</i>	(0,078)	<i>(0,487)</i>	<i>(0,450)</i>	<i>(0,459)</i>
Secundaria completa	0,054	0,285	-0,231	0,326	0,428	0,102
	<i>(0,104)</i>	(0,054)	(0,069)	<i>(0,469)</i>	<i>(0,495)</i>	<i>(0,489)</i>
Universidad incompleta	0,163	0,130	0,033	0,116	0,191	0,075
	<i>(0,149)</i>	<i>(0,073)</i>	<i>(0,096)</i>	<i>(0,320)</i>	<i>(0,393)</i>	<i>(0,378)</i>
Universidad completa	0,651	0,317	0,334	0,035	0,094	0,059
	(0,267)	(0,090)	(0,151)	<i>(0,184)</i>	<i>(0,292)</i>	<i>(0,272)</i>
Constante	-1,555	-1,744	0,188	1,000	1,000	0,000
	(0,256)	(0,148)	<i>(0,179)</i>			
Athrho	-0,120	-0,028	-0,093			
	<i>(0,254)</i>	<i>(0,081)</i>	<i>(0,141)</i>			
Log. sigma	-0,291	-0,273	-0,018			
	(0,029)	(0,014)	<i>(0,018)</i>			
Rho	-0,120	-0,028	-0,092			
	<i>(0,251)</i>	<i>(0,081)</i>	<i>(0,140)</i>			
Sigma	0,748	0,761	-0,013			
	(0,021)	(0,011)	<i>(0,014)</i>			
Lambda	-0,090	-0,021	-0,068			
	<i>(0,189)</i>	<i>(0,062)</i>	<i>(0,106)</i>			

(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.

