

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

Julio Romero P.

---

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

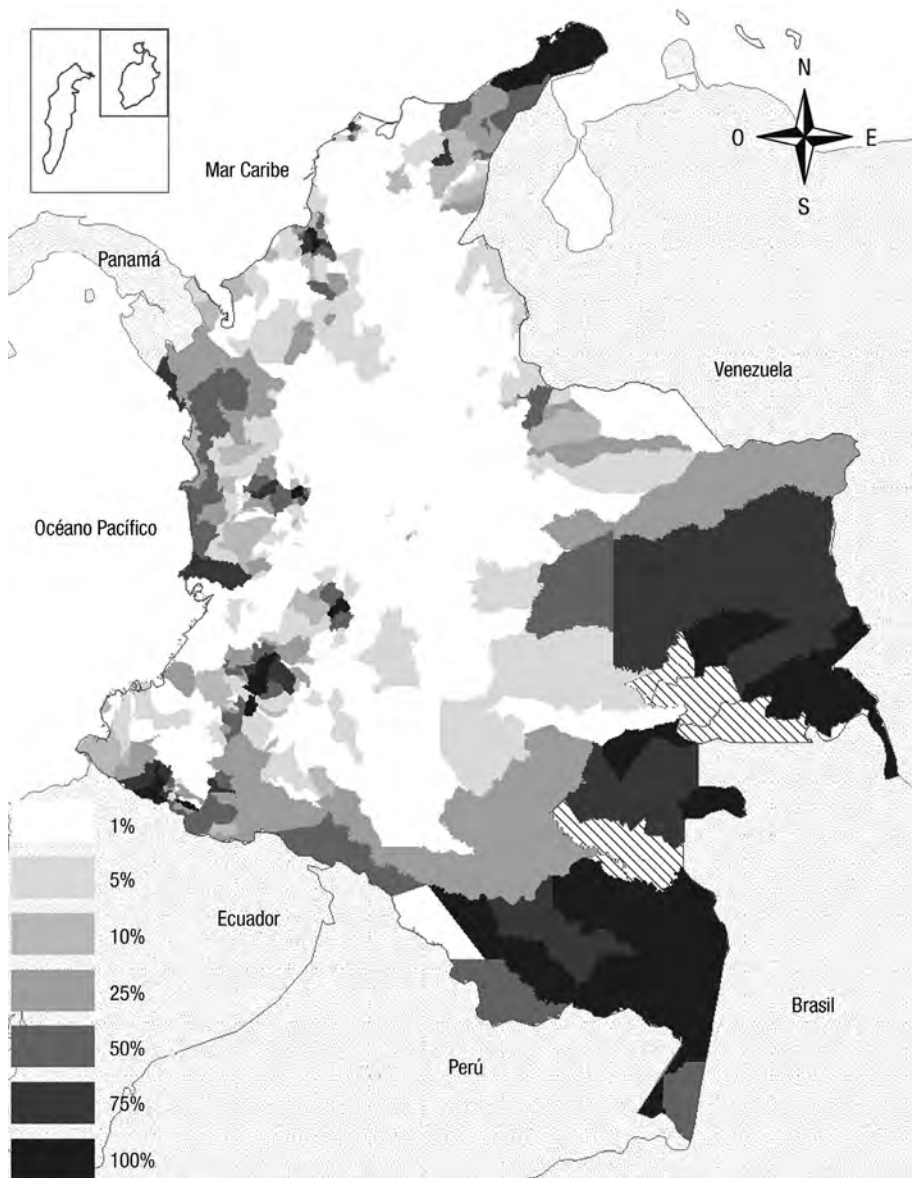
Presentada la anterior motivación, en la primera sección se muestra una revisión de la literatura que cubre algunas de las temáticas indígenas que han sido objeto de investigación económica: productividad agropecuaria; diferencias demográficas; inmigración, aculturación y descendencia indígena; escolaridad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

## I. REVISIÓN DE LA LITERATURA

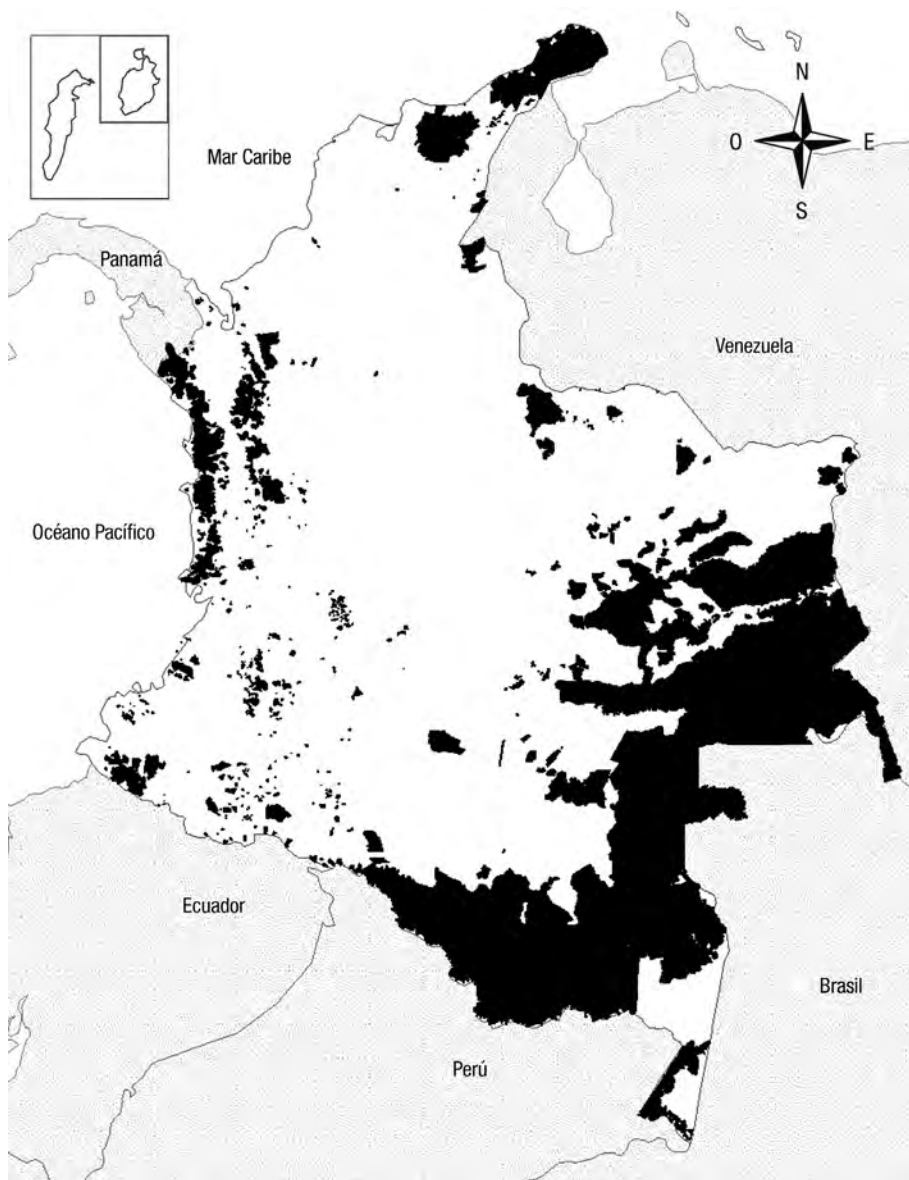
Sobre las diferencias en la productividad agrícola, Trosper (1978) señala que la baja productividad de los aborígenes de las planicies del norte de los Estados Unidos se debe, en parte, a que su capital es bajo. El autor señala que el grupo indígena podría explotar el recurso con mayor eficiencia, pero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

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

**MAPA 1. DENSIDAD DE POBLACIÓN INDÍGENA**



**MAPA 2. RESGUARDOS INDÍGENAS**



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

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

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

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

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

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

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



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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

## II. ESTRATEGIA EMPÍRICA

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

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

### DATOS

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

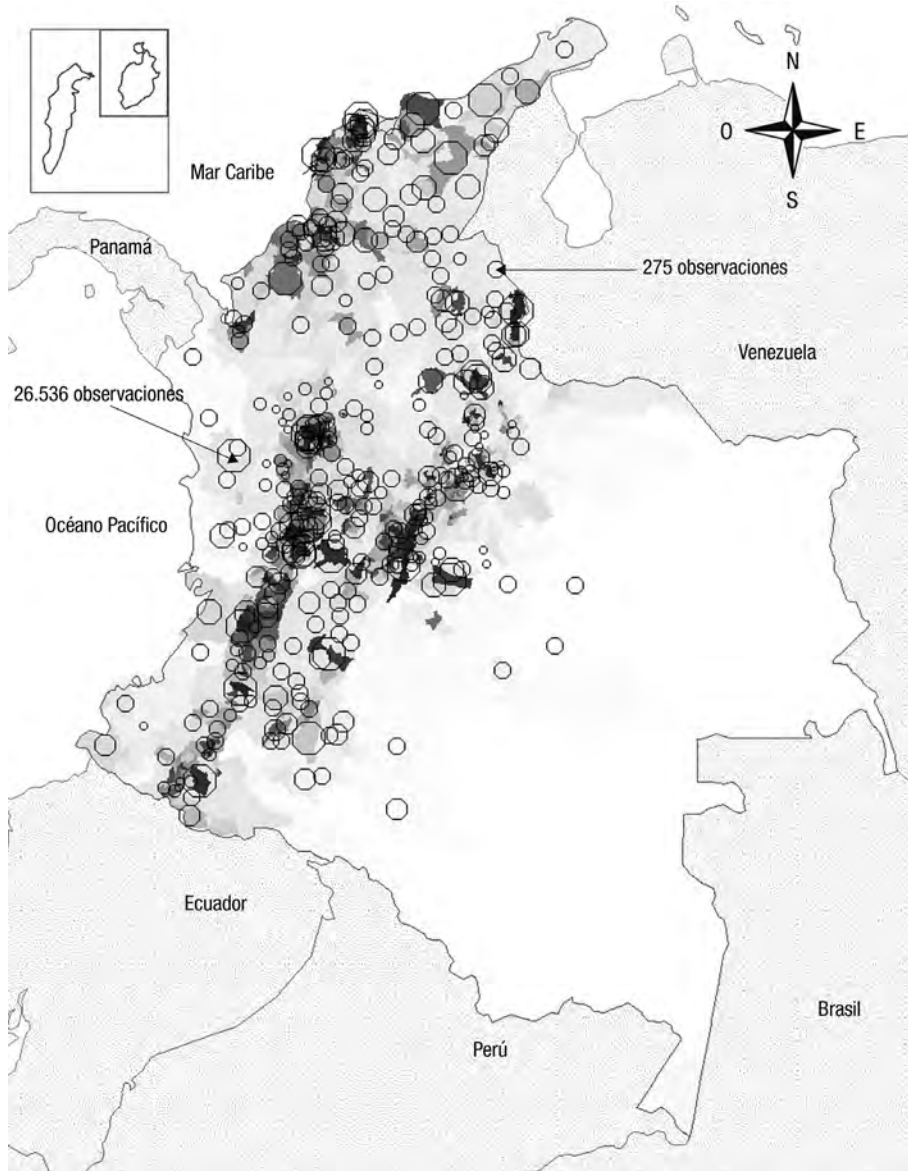
(es decir, las aplicadas entre agosto de 2006 y diciembre de 2007). Como la *Misión para el empalme de las series de empleo, pobreza y desigualdad* (2009, pp. 32-33), dadas las discrepancias que encontró entre la GEIH y la metodología anterior de la Encuesta continua de hogares (ECH), no recomendó el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

Entre agosto de 2006 y diciembre de 2007 la GEIH cuenta con 551.661 observaciones en las principales ciudades, de las cuales 2.707 corresponden a quienes se autorreconocen como indígenas y 31.578 como afrocolombianos; un total de 1.045.601 observaciones en las cabeceras municipales, donde 14.338 son indígenas y 74.962, afrocolombianos, y 110.279 en el área rural dispersa, con 7.295 que se autorreconocen como indígenas y 8.179 como afrocolombianos. Como fuente microeconométrica para la estimación de diferencias entre grupos étnicos, la GEIH supera ampliamente en volumen de observaciones a otras fuentes que se han usado en Colombia, como lo son la Encuesta continua de hogares (2000), la Encuesta de calidad de vida (2003), la Encuesta continua de hogares (2004) y la Encuesta de ingresos y gastos (2007). Por otro lado, los 348 municipios incluidos en la GEIH ofrecen una cobertura aceptable de algunas regiones colombianas: el Caribe continental, el Pacífico colombiano y la región de los Andes; con baja representación están las regiones de menor densidad: la Orinoquia y la Amazonia<sup>1</sup> (mapas 3 y 4).

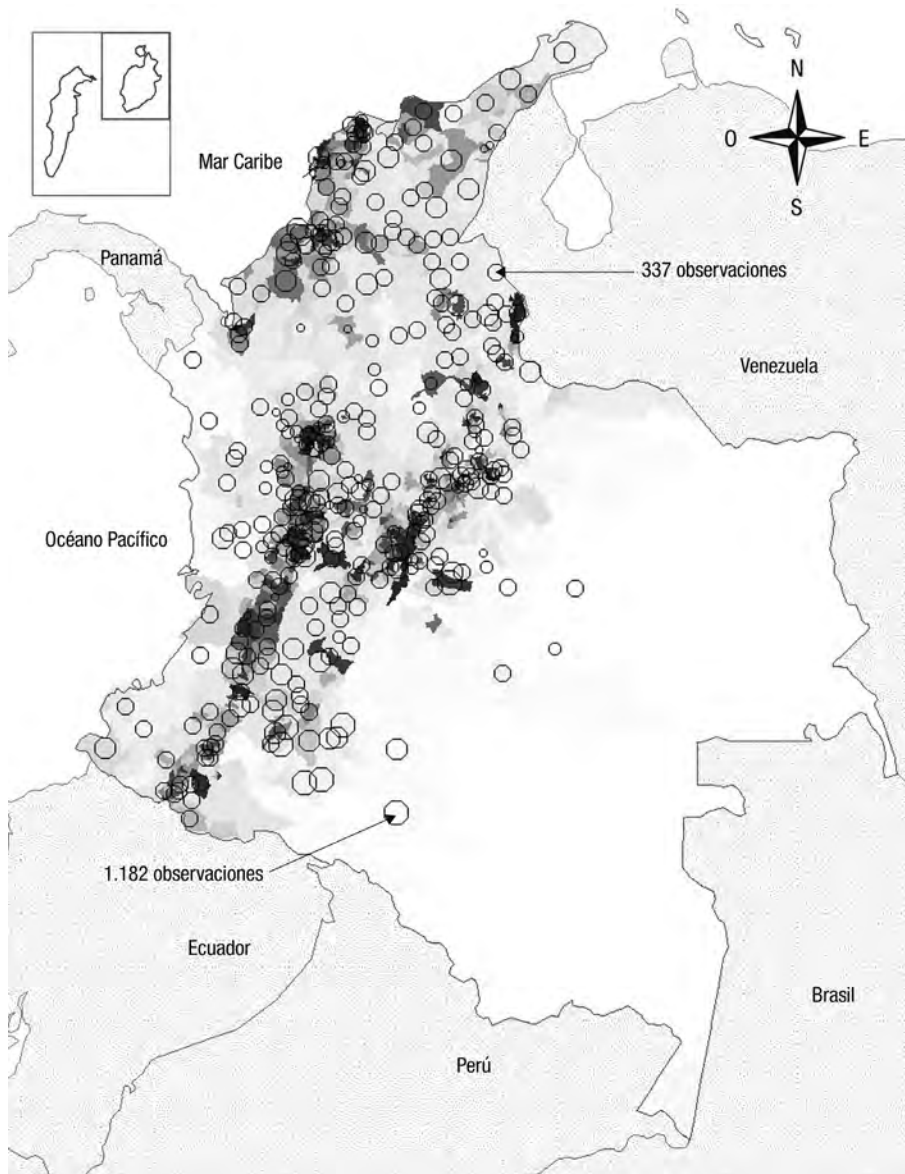
---

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

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



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





### III. RESULTADOS

#### A. SALUD

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

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

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

VARIABLE DEPENDIENTE  $P$  (SALUD = 1)

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

(Continúa)

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

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

## Notas:

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

\* Los coeficientes reportados se refieren a los efectos marginales en un modelo *probit*. Además de los estimadores reportados, el modelo incluyó las variables: edad, edad<sup>2</sup>, tamaño del hogar, *dummies* para mujeres, casados, cabezas de hogar, alfabetismo, estudiantes, trabajadores, trimestres y un *spline* de cinco variables para el nivel educativo.

\* Los efectos marginales corresponden al individuo promedio.

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

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

## B. POBREZA ESTRUCTURAL

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



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

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

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

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

VARIABLE DEPENDIENTE  $P(NBI = 1)$

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

(Continúa)

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

VARIABLE DEPENDIENTE  $P$  ( $NBI = 1$ )

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

## Notas:

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

\* Los coeficientes reportados se refieren a los efectos marginales en un modelo *probit*. Además de los estimadores reportados, el modelo incluyó las variables: edad, edad<sup>2</sup>, tamaño del hogar, y *dummies* para mujeres, casados, cabezas de hogar, alfabetismo, estudiantes, trabajadores, trimestres y un *spline* de cinco variables para el nivel educativo.

\* Los efectos marginales corresponden al individuo promedio.

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

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

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

### C. POBREZA POR INSUFICIENCIA DE INGRESOS

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

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

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

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

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

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

VARIABLE DEPENDIENTE  $P$  (POBREZA = 1)

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

**Notas:**

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

\* Los coeficientes reportados se refieren a los efectos marginales en un modelo *probit*. Además de los estimadores reportados, el modelo incluyó las variables: edad, edad<sup>2</sup>, tamaño del hogar, y *dummies* para mujeres, casados, cabezas de hogar, alfabetismo, estudiantes, trabajadores, trimestres y un *spline* de cinco variables para el nivel educativo.

\* Los efectos marginales corresponden al individuo promedio.

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

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

#### D. FORMACIÓN DE CAPITAL HUMANO Y ASISTENCIA ESCOLAR

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

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

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

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

VARIABLE DEPENDIENTE  $P$  (ESTUDIA = 1)

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

(Continúa)

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

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

## Notas:

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

\* Los coeficientes reportados se refieren a los efectos marginales en un modelo *probit*. Además de los estimadores reportados, el modelo incluyó las variables: edad, edad<sup>2</sup>, tamaño del hogar, y *dummies* para mujeres, casados, cabezas de hogar, alfabetismo, trabajadores y trimestres.

\* Los efectos marginales corresponden al individuo promedio.

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

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

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

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

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

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

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

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

<sup>2</sup> Algunos detalles de la descomposición Blinder-Oaxaca se encuentran en el Apéndice.

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

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

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

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

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



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

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

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

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

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

ningún año de educación. Sin embargo, el mismo logro se traduce en un aumento de 153,9% para el resto de la población<sup>3</sup>.

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

#### IV. COMENTARIOS FINALES

En este artículo se aporta evidencia que sugiere que en Colombia los indígenas son una minoría en desventaja económica. Corrobora algunos resultados de otros autores, quienes manifiestan que en cuanto a salud el grupo indígena no se encuentra excluido. Sin embargo, en otros aspectos económicos y sociales no llega a tener el mismo éxito que el resto de la población, y estos elementos de alguna manera afectan su calidad de vida. En las áreas urbanas y en las principales ciudades un indígena tiene mayor probabilidad de tener alguna necesidad básica insatisfecha, y la propensión a que esto ocurra es sustancialmente mayor en el caso de la región Caribe.

Aunque en las principales ciudades ser indígena no condiciona la probabilidad de ser pobre por insuficiencia de ingresos, las diferencias entre el grupo indígena y el resto de la población se hacen notar más en factores como la educación. Los aborígenes que habitan las principales ciudades no sólo cuentan con menos capital humano, también tienen mayor propensión a no estar estudiando a pesar de que se encuentren en edad escolar. Lo anterior hace pensar que aquel indígena que migra a las grandes capitales mejora en cuanto a su situación de ingreso (si se compara con su estado anterior), pero sólo se contribuiría a cerrar la brecha entre grupos si su capital humano llega a ser mayor que el del grupo receptor.

---

<sup>3</sup> Estas estimaciones se muestran en la Cuadro A12 del Apéndice.

La descomposición Blinder-Oaxaca muestra que en el caso de los indígenas, más que en el de los afrocolombianos, una parte sustancial de las diferencias en el ingreso laboral son por causa de diferencias en el retorno a la educación más que a que en promedio tengan menor educación. Por esta razón, para cerrar la brecha entre grupos no basta con que nivele su capital humano con el resto de la población, ya que se debe pensar en objetivos más ambiciosos en cuanto a la educación de las minorías étnicas.

En algunos países las políticas para contrarrestar los efectos de la exclusión, la discriminación y la marginalidad de las minorías étnicas se han promovido sobre la base de que corregir el fenómeno trae ganancias en el bienestar de toda la población. Éstas se cuantifican como puntos de crecimiento del producto interno bruto o del ingreso de los hogares; además, suelen ser altas y, por tanto, atractivas desde un punto de vista político en países en donde el grupo excluido, aunque minoritario, representa un porcentaje importante de la población. No es el caso de Colombia, donde la desventaja de los grupos aborígenes y afrocolombianos también es cuantitativa. Por esta razón, las acciones dirigidas a éstos no se deben promover con el fundamento de la eficiencia económica, sino el de la justicia y la igualdad.

## REFERENCIAS

- Becker, Gary S. (1957). *The Economics of Discrimination*, Chicago & London: The University of Chicago Press, segunda edición (1971).
- Blinder, Alan S. (1973). “Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates”, en *The Journal of Human Resources*, vol. 8, núm. 4, otoño, pp. 436-455.
- Bonacich, Edna (1973). “A Theory of Middleman Minorities”, en *American Sociological Review*, vol. 38, núm. 5, pp. 583-594 [citado por Fairlie y Meyer, 1996].
- Cárdenas, Mauricio; Bernal, Raquel (2005). “Race and Ethnic Inequality in Health and Health Care in Colombia”, en *Documentos de Trabajo*, núm. 29, enero, Bogotá: Fedesarrollo.
- Chiswick, Barry R. (1988). “Differences in Education and Earnings across Racial and Ethnic Groups: Tastes, Discrimination, and Investments in Child Quality”, en *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 103, núm. 3, agosto, pp. 571-597.
- D’Hautesserre, Anne-Marie (1998). “Foxwoods Casino Resort: An Unusual Experiment in Economic Development”, en *Economic Geography*, vol. 74, Special Issue for the 1998 Annual Meeting of the Association of American Geographers, Boston, Massachusetts, 25-29 de marzo, pp. 112-121.

- Fairlie, Robert W.; Meyer, Bruce D. (1996). "Ethnic and Racial Self-Employment Differences and Possible Explanations", en: *The Journal of Human Resources*, vol. 31, núm. 4, agosto, pp. 757-793.
- Flórez, Carmen Elisa; Medina, Carlos; Urrea, Fernando (2003). "Los costos de la exclusión social por raza o etnia en América Latina y el Caribe", en *Coyuntura Social*, núm. 29, diciembre, Bogotá: Fedesarrollo.
- Fuchs, Víctor R. (1967). "Redifining Poverty and Redistributing Income", en *The Public Interest*, vol. 8, verano, pp. 88-95 [citado por Lang, 2007].
- Gitter, Robert J.; Reagan, Patricia B. (2002). "Reservation Wages: An Analysis of the Effects of Reservations on Employment of American Indian Men", en *The American Economic Review*, vol. 92, núm. 4, septiembre, pp. 1160-1168.
- Kalmanovitz, Salomón (1984). *Economía y nación: una breve historia de Colombia*, Bogotá: Siglo XXI Editores, CINEP; Universidad Nacional.
- Komlos, John (2003). "Access to Food and the Biological Standard of Living: Perspectives on the Nutritional Status of Native Americans", en *The American Economic Review*, vol. 93, núm. 1, marzo, pp. 252-255.
- Lang, Kevin (2007). *Poverty and Discrimination*, Princeton & Oxford: Princeton University Press.
- Leichenko, Robin M. (2003). "Does Place Still Matter? Accounting for Income Variation across American Indian Tribal Areas", en *Economic Geography*, vol. 79, núm. 4, octubre, pp. 365-386.
- Misión para el Empalme de las Series de Empleo, Pobreza y Desigualdad (2009). *Resultados fase 1: Empalme de las series de mercado laboral, pobreza y desigualdad (2002-2008)*, Bogotá: Mesepe.
- Mason, Patrick L. (2001). "Annual Income and Identity Formation among Persons of Mexican Descent", en *The American Economic Review*, vol. 91, núm. 2, Papers and Proceedings of the Hundred Thirteenth Annual Meeting of the American Economic Association, mayo, pp. 178-183.
- Oaxaca, Ronald (1973). "Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets", en *International Economic Review*, vol. 14, núm. 3, octubre, pp. 693-709.
- Ortiz, Roberto (2005). *Inequidad étnica y racial en la afiliación al régimen subsidiado de salud en Colombia*, Bogotá: Universidad de los Andes, tesis de grado para optar al título de Magíster en Economía, junio.
- Rodríguez, Clara (1992). "Race, Culture and Latino 'Otherness' in the 1980 Census", en *Social Science Quarterly*, vol. 73, núm. 4, diciembre, pp. 930-37 [citado por Mason, 2001].
- Roemer, John E. (1998). *Equality of Opportunity*, Cambridge: Harvard University Press.
- Sandefur, Gary; Sakamoto, Arthur (1988). "American Indian Household Structure and Income", en *Demography*, vol. 25, núm. 1, febrero, pp. 71-80.

- Steckel, Richard H.; Prince, Joseph M. (2001). “Tallest in the World: Native Americans of the Great Plains in the Nineteenth Century”, en *The American Economic Review*, vol. 91, núm. 1, marzo, pp. 287-294.
- Tenjo, Jaime; Herrera, Paula (2009). “Dos ensayos sobre discriminación: discriminación salarial y discriminación en acceso al empleo por origen étnico y por género”, en *Documentos de Economía*, núm. 2009-02, enero, Bogotá: Universidad Javeriana.
- Telles, Edward E.; Murguia, Edward. (1990). “Phenotypic Discrimination and Income Differences among Mexican-Americans”, en *Social Science Quarterly*, vol. 71, núm. 4, diciembre, pp. 682-96 [citado por Mason, 2001].
- Trosper, Ronald L. (1978). “American Indian Relative Ranching Efficiency”, en *The American Economic Review*, vol. 68, núm. 4, septiembre, pp. 503-516.
- Wade, Peter (1993). *Blackness and Race Mixture: The Dynamics of Racial Identity in Colombia*, Baltimore and London: The Johns Hopkins University Press [citado por Flórez, Medina y Urrea, 2003].

## APÉNDICE

### DESCOMPOSICIÓN BLINDER-OAXACA

La metodología de Blinder (1973) y Oaxaca(1973), para descomponer las diferencias observadas en el ingreso laboral, parte de la estimación individual de las ecuaciones de ingreso para cada uno de los grupos (ecuaciones 1, 2 y 3). En este caso, los grupos son I: Indígenas, A: afrocolombianos, y R: el resto de la población que no se reconoce en los grupos anteriores. Donde  $y_{I,j}$  es el logaritmo natural del ingreso laboral por hora del individuo  $j$ ,  $X_{I,j}$  es un conjunto de variables que determinan el ingreso laboral, por ejemplo, las dotaciones de capital humano,  $\beta_I$  el conjunto de regresores asociados con las variables (por ejemplo, la remuneración a esas dotaciones), y  $\varepsilon_{I,j}$  es un término de error.

$$(1) y_{I,j} = X_{I,j}\beta_I + \varepsilon_{I,j}$$

$$(2) y_{A,k} = X_{A,k}\beta_A + \varepsilon_{A,k}$$

$$(3) y_{R,b} = X_{R,b}\beta_R + \varepsilon_{R,b}$$

Asumiendo que el término de error se distribuye con media cero, las ecuaciones 1, 2 y 3 se pueden expresar en promedios, como se muestra en las ecuaciones 4, 5, y 6.

$$(4) \bar{y}_I = \bar{X}_I\beta_I$$

$$(5) \bar{y}_A = \bar{X}_A\beta_A$$

$$(6) \bar{y}_R = \bar{X}_R\beta_R$$

De manera que las diferencias en el ingreso promedio, por ejemplo, entre los indígenas y el resto de la población, están dadas en la ecuación 7.

$$(7) \bar{y}_R - \bar{y}_I = \bar{X}_R\beta_R - \bar{X}_I\beta_I$$

Sumando y restando  $\bar{X}_I\beta_R$  a los términos de la ecuación 7, y reagrupándolos, la ecuación 7 se puede escribir de la forma:

$$(8.1) \quad \bar{y}_R - \bar{y}_I = \bar{X}_R\beta_R - \bar{X}_I\beta_R + \bar{X}_I\beta_R - \bar{X}_I\beta_I$$

$$(8.2) \quad \bar{y}_R - \bar{y}_I = (\bar{X}_R - \bar{X}_I)\beta_R + \bar{X}_I(\beta_R - \beta_I)$$

La ecuación 8.2 muestra que las diferencias entre grupos, en el promedio del logaritmo natural de los ingresos laborales, son la suma de dos causas diferentes: la misma remuneración pero diferente dotación, indicada por la expresión  $(\bar{X}_R - \bar{X}_I)\beta_R$ , y la misma dotación pero diferente remuneración. Esta última se cuantifica con el término  $\bar{X}_I(\beta_R - \beta_I)$ .

**CUADRO 1A. DESCOMPOSICIÓN BLINDER-OAXACA DE LAS DIFERENCIAS OBSERVADAS EN EL INGRESO LABORAL DE LOS INDÍGENAS, AFROCOLOMBIANOS Y EL RESTO DE LA POBLACIÓN QUE RESIDE EN LAS PRINCIPALES CIUDADES COLOMBIANAS**

	$\beta_I$	$\beta_A$	$\beta_R$	$\beta_R - \beta_I$	$\beta_R - \beta_A$	$X_I$	$X_A$	$X_R$	$X_R - X_I$	$X_R - X_A$
LnWh						7,7763 (0,0243)	7,8253 (0,0083)	8,0711 (0,0021)	0,2948 (0,0029)	0,2457 (0,0028)
Edad	-0,011 (0,0091)	-0,0213 (0,0126)	-0,0168 (0,0041)	-0,0058 (0,0042)	0,0045 (0,0050)	38,1067 (0,3440)	36,2943 (0,1116)	37,3963 (0,0275)	-0,7104 (0,0393)	1,102 (0,0376)
Edad <sup>2</sup>	0,138 (0,0912)	0,31 (0,1548)	0,3049 (0,0492)	0,1669 (0,0496)	-0,0051 (0,0603)	1,6107 (0,0286)	1,4643 (0,0091)	1,5485 (0,0023)	-0,0622 (0,0033)	0,0843 (0,0031)
Primaria	0,0907 (0,1110)	0,0608 (0,0225)	0,1786 (0,0074)	0,088 (0,0117)	0,1178 (0,0090)	0,799 (0,0109)	0,8581 (0,0032)	0,9079 (0,0006)	0,109 (0,0011)	0,0499 (0,0010)
Secundaria incompleta	0,1468 (0,0357)	0,1399 (0,0255)	0,0863 (0,0144)	-0,0605 (0,0146)	-0,0536 (0,0152)	0,6228 (0,0132)	0,7186 (0,0041)	0,7874 (0,0009)	0,1647 (0,0014)	0,0688 (0,0013)
Secundaria completa	0,231 (0,0623)	0,164 (0,0258)	0,2318 (0,0068)	0,0008 (0,0085)	0,0678 (0,0090)	0,3667 (0,0132)	0,4643 (0,0046)	0,5937 (0,0011)	0,227 (0,0015)	0,1294 (0,0015)
Universitaria incompleta	0,4938 (0,0602)	0,4314 (0,0175)	0,3736 (0,0102)	-0,1202 (0,0113)	-0,0579 (0,0107)	0,1283 (0,0091)	0,1954 (0,0036)	0,3113 (0,0010)	0,1829 (0,0013)	0,1159 (0,0013)
Universitaria completa	0,402 (0,1192)	0,6082 (0,0164)	0,669 (0,0329)	0,267 (0,0342)	0,0608 (0,0322)	0,0642 (0,0067)	0,0812 (0,0025)	0,1642 (0,0008)	0,1 (0,0010)	0,083 (0,0010)
Lambda	-0,7178 (0,0836)	-0,6366 (0,0644)	-0,5361 (0,0375)	0,1817 (0,0380)	0,1005 (0,0395)	0,4833 (0,0085)	0,5799 (0,0030)	0,5691 (0,0008)	0,0859 (0,0010)	-0,0108 (0,0011)
Constante	7,9821 (0,2985)	8,15 (0,2321)	7,9389 (0,0980)	-0,0433 (0,1007)	-0,2111 (0,1100)	1	1	1	0	0
athRho	-1,0699 (0,1722)	-0,8842 (0,0878)	-0,7313 (0,0538)							
LnSigma	-0,0952 (0,0401)	-0,1071 (0,0434)	-0,1516 (0,0183)							
Rho	-0,7894 (0,0649)	-0,7085 (0,0437)	-0,6238 (0,0329)							
Sigma	0,9092 (0,0365)	0,8985 (0,0390)	0,8593 (0,0157)							
Observaciones	2.388	25.008	412.918							
No censuradas	1.341	11.806	198.451							

Notas:

\* Los coeficientes fueron estimados con un modelo de selección de tipo Heckman por máxima verosimilitud. La ecuación de selección incluyó las siguientes variables: edad, edad<sup>2</sup>, escolaridad, ingreso no laboral, tamaño del hogar y *dummies* para mujeres, hogares con menores de 6 años, cabezas de hogar, casados, estudiantes, trimestres y regiones.

\* I: indígenas; A: afrocolombianos; R: resto.

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

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

**CUADRO 2A. DESCOMPOSICIÓN BLINDER-OAXACA DE LAS DIFERENCIAS OBSERVADAS EN EL INGRESO LABORAL DE LOS INDÍGENAS, AFROCOLOMBIANOS Y EL RESTO DE LA POBLACIÓN QUE RESIDE EN LAS CABECERAS MUNICIPALES**

	$\beta_I$	$\beta_A$	$\beta_R$	$\beta_R - \beta_I$	$\beta_R - \beta_A$	$X_I$	$X_A$	$X_R$	$X_R - X_I$	$X_R - X_A$
LnWh						7,62 (0,0130)	7,7749 (0,0059)	7,9871 (0,0016)	0,3671 (0,0023)	0,2123 (0,0022)
Edad	-0,0231 (0,0082)	-0,0136 (0,0089)	-0,0141 (0,0036)	0,009 (0,0037)	-0,0005 (0,0042)	38,254 (0,1811)	36,7328 (0,0795)	37,5016 (0,0211)	-0,7524 (0,0304)	0,7688 (0,0289)
Edad <sup>2</sup>	0,3027 (0,0898)	0,2058 (0,1092)	0,2692 (0,0443)	-0,0335 (0,0453)	0,0634 (0,0512)	1,6333 (0,0151)	1,5054 (0,0065)	1,5597 (0,0017)	-0,0736 (0,0025)	0,0543 (0,0024)
Primaria	0,1996 (0,1011)	0,1571 (0,0444)	0,2081 (0,0091)	0,0085 (0,0152)	0,0509 (0,0144)	0,7711 (0,0058)	0,8352 (0,0024)	0,89 (0,0005)	0,1189 (0,0009)	0,0548 (0,0008)
Secundaria incompleta	0,0579 (0,0618)	0,1488 (0,0329)	0,0908 (0,0112)	0,0329 (0,0134)	-0,0581 (0,0137)	0,6133 (0,0068)	0,697 (0,0029)	0,7647 (0,0007)	0,1514 (0,0011)	0,0677 (0,0010)
Secundaria completa	0,1938 (0,0439)	0,1412 (0,0244)	0,242 (0,0078)	0,0482 (0,0094)	0,1008 (0,0099)	0,3895 (0,0068)	0,4622 (0,0032)	0,569 (0,0008)	0,1795 (0,0012)	0,1068 (0,0012)
Universitaria incompleta	0,4119 (0,0705)	0,406 (0,0322)	0,3876 (0,0099)	-0,0244 (0,0131)	-0,0184 (0,0127)	0,1467 (0,0049)	0,2041 (0,0026)	0,2878 (0,0008)	0,1411 (0,0010)	0,0837 (0,0010)
Universitaria completa	0,6731 (0,1348)	0,6273 (0,0411)	0,6635 (0,0276)	-0,0096 (0,0319)	0,0362 (0,0287)	0,0645 (0,0034)	0,091 (0,0018)	0,1517 (0,0006)	0,0873 (0,0007)	0,0607 (0,0008)
Lambda	-0,7311 (0,0839)	-0,5648 (0,0599)	-0,5402 (0,0248)	0,191 (0,0266)	0,0246 (0,0285)	0,5665 (0,0047)	0,6133 (0,0022)	0,5835 (0,0006)	0,017 (0,0008)	-0,0298 (0,0008)
Constante	8,0536 (0,2418)	7,8706 (0,1896)	7,8056 (0,0987)	-0,248 (0,1023)	-0,0649 (0,1072)	1	1	1	0	0
athRho	-0,9911 (0,1490)	-0,7364 (0,0842)	-0,7198 (0,0329)							
LnSigma	-0,0359 (0,0392)	-0,1044 (0,0310)	-0,1326 (0,0140)							
Rho	-0,7578 (0,0634)	-0,627 (0,0511)	-0,6168 (0,0204)							
Sigma	0,9648 (0,0378)	0,9009 (0,0279)	0,8758 (0,0123)							
Observaciones	11.010	57.745	747.285							
No censuradas	5.185	24.730	345.555							

Notas:

\* Los coeficientes fueron estimados con un modelo de selección de tipo Heckman por máxima verosimilitud. La ecuación de selección incluyó las siguientes variables: edad, edad<sup>2</sup>, escolaridad, ingreso no laboral, tamaño del hogar y *dummies* para mujeres, hogares con menores de 6 años, cabezas de hogar, casados, estudiantes, trimestres y regiones.

\* I: indígenas; A: afrocolombianos; R: resto.

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

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



**CUADRO 3A. DESCOMPOSICIÓN BLINDER-OAXACA DE LAS DIFERENCIAS OBSERVADAS EN EL INGRESO LABORAL DE LOS INDÍGENAS, AFROCOLOMBIANOS Y EL RESTO DE LA POBLACIÓN QUE RESIDE EN LAS CABECERAS MUNICIPALES DE LA REGIÓN DE LOS ANDES OCCIDENTALES**

	$\beta_I$	$\beta_A$	$\beta_R$	$\beta_R - \beta_I$	$\beta_R - \beta_A$	$X_I$	$X_A$	$X_R$	$X_R - X_I$	$X_R - X_A$
LnWh						7,7267 (0,0277)	7,837 (0,0121)	8,0284 (0,0033)	0,3017 (0,0044)	0,1914 (0,0043)
Edad	-0,0108 (0,0059)	0,0069 (0,0125)	-0,0114 (0,0062)	-0,0006 (0,0062)	-0,0182 (0,0068)	38,6551 (0,4196)	36,2589 (0,1720)	37,6833 (0,0430)	-0,9718 (0,0618)	1,4244 (0,0589)
Edad <sup>2</sup>	0,109 (0,0762)	-0,0481 (0,1507)	0,2422 (0,0751)	0,1332 (0,0751)	0,2903 (0,0815)	1,6641 (0,0354)	1,4696 (0,0140)	1,5765 (0,0036)	-0,0876 (0,0052)	0,1069 (0,0048)
Primaria	-0,028 (0,0207)	0,1445 (0,0755)	0,1989 (0,0168)	0,2269 (0,0169)	0,0544 (0,0245)	0,774 (0,0135)	0,8449 (0,0050)	0,8891 (0,0011)	0,1152 (0,0018)	0,0442 (0,0016)
Secundaria incompleta	0,1746 (0,0274)	0,1284 (0,0560)	0,1235 (0,0142)	-0,0511 (0,0144)	-0,0049 (0,0193)	0,5866 (0,0159)	0,6945 (0,0064)	0,7673 (0,0015)	0,1807 (0,0022)	0,0728 (0,0021)
Secundaria completa	0,2851 (0,0375)	0,1219 (0,0330)	0,2472 (0,0093)	-0,038 (0,0100)	0,1253 (0,0120)	0,3417 (0,0153)	0,4573 (0,0069)	0,5679 (0,0017)	0,2262 (0,0023)	0,1106 (0,0023)
Universitaria incompleta	0,4173 (0,0954)	0,4135 (0,0288)	0,3809 (0,0182)	-0,0364 (0,0208)	-0,0326 (0,0190)	0,1269 (0,0107)	0,1915 (0,0054)	0,2728 (0,0015)	0,1459 (0,0019)	0,0813 (0,0020)
Universitaria completa	0,3499 (0,1682)	0,4908 (0,0840)	0,6233 (0,0295)	0,2734 (0,0343)	0,1325 (0,0351)	0,0492 (0,0070)	0,0814 (0,0038)	0,1335 (0,0012)	0,0842 (0,0014)	0,0521 (0,0015)
Lambda	-0,7251 (0,0723)	-0,4721 (0,1218)	-0,542 (0,0578)	0,1831 (0,0580)	-0,0698 (0,0633)	0,5157 (0,0099)	0,5677 (0,0046)	0,5948 (0,0012)	0,0791 (0,0016)	0,0271 (0,0016)
Constante	8,089 (0,1301)	7,5409 (0,3141)	7,799 (0,1507)	-0,29 (0,1505)	0,2581 (0,1647)	1	1	1	0	0
athRho	-1,0965 (0,1354)	-0,6312 (0,1720)	-0,722 (0,0773)							
LnSigma	-0,0974 (0,0406)	-0,1687 (0,0500)	-0,1315 (0,0308)							
Rho	-0,7992 (0,0489)	-0,5589 (0,1183)	-0,6181 (0,0477)							
Sigma	0,9072 (0,0368)	0,8448 (0,0423)	0,8768 (0,0270)							
Observaciones	1.730	10.052	181.798							
No censuradas	966	5.236	84.596							

## Notas:

\* Los coeficientes fueron estimados con un modelo de selección de tipo Heckman por máxima verosimilitud. La ecuación de selección incluyó las siguientes variables: edad, edad<sup>2</sup>, escolaridad, ingreso no laboral, tamaño del hogar y *dummies* para mujeres, hogares con menores de 6 años, cabezas de hogar, casados, estudiantes, trimestres y regiones.

\* I: indígenas; A: afrocolombianos; R: resto.

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

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

**CUADRO 4A. DESCOMPOSICIÓN BLINDER-OAXACA DE LAS DIFERENCIAS OBSERVADAS EN EL INGRESO LABORAL DE LOS INDÍGENAS, AFROCOLOMBIANOS Y EL RESTO DE LA POBLACIÓN QUE RESIDE EN LAS CABECERAS MUNICIPALES DE LA REGIÓN DE LOS ANDES ORIENTALES**

	$\beta_I$	$\beta_A$	$\beta_R$	$\beta_R - \beta_I$	$\beta_R - \beta_A$	$X_I$	$X_A$	$X_R$	$X_R - X_I$	$X_R - X_A$
LnWh						7,7194 (0,0463)	8,0667 (0,0256)	8,0776 (0,0030)	0,3582 (0,0042)	0,0109 (0,0039)
Edad	-0,0089 (0,0302)	0,0098 (0,0101)	-0,004 (0,0078)	0,0049 (0,0080)	-0,0137 (0,0078)	38,103 (0,6200)	35,238 (0,3544)	37,1838 (0,0387)	-0,9192 (0,0559)	1,9458 (0,0520)
Edad <sup>2</sup>	0,124 (0,3248)	-0,0397 (0,1238)	0,1427 (0,0962)	0,0188 (0,0983)	0,1825 (0,0965)	1,614 (0,0502)	1,3631 (0,0275)	1,5307 (0,0032)	-0,0834 (0,0046)	0,1675 (0,0042)
Primaria	0,3905 (0,1393)	-0,0456 (0,0455)	0,2065 (0,0183)	-0,184 (0,0204)	0,2521 (0,0188)	0,8344 (0,0181)	0,8725 (0,0107)	0,9054 (0,0009)	0,071 (0,0015)	0,0329 (0,0014)
Secundaria incompleta	0,0288 (0,0868)	0,2305 (0,0584)	0,0697 (0,0113)	0,0409 (0,0127)	-0,1608 (0,0127)	0,7116 (0,0221)	0,746 (0,0140)	0,7792 (0,0013)	0,0676 (0,0020)	0,0332 (0,0019)
Secundaria completa	0,1139 (0,0778)	0,127 (0,0384)	0,233 (0,0106)	0,1191 (0,0118)	0,106 (0,0112)	0,485 (0,0243)	0,5115 (0,0161)	0,5857 (0,0016)	0,1007 (0,0022)	0,0742 (0,0022)
Universitaria incompleta	0,4085 (0,2082)	0,3372 (0,0385)	0,3617 (0,0092)	-0,0469 (0,0164)	0,0244 (0,0099)	0,1436 (0,0171)	0,2494 (0,0139)	0,3116 (0,0015)	0,168 (0,0018)	0,0623 (0,0020)
Universitaria completa	0,7197 (0,2083)	0,6366 (0,0582)	0,7015 (0,0249)	-0,0182 (0,0284)	0,0649 (0,0255)	0,0798 (0,0132)	0,1289 (0,0108)	0,1703 (0,0012)	0,0905 (0,0015)	0,0413 (0,0016)
Lambda	-0,598 (0,1146)	-0,0868 (0,1106)	-0,4225 (0,0250)	0,1756 (0,0260)	-0,3357 (0,0271)	0,4667 (0,0167)	0,4713 (0,0101)	0,5462 (0,0011)	0,0794 (0,0016)	0,0749 (0,0015)
Constante	7,6206 (0,6776)	7,4543 (0,2059)	7,6276 (0,2093)	0,007 (0,2135)	0,1733 (0,2092)	1	1	1	0	0
athRho	-0,7842 (0,1476)	-0,129 (0,1608)	-0,5652 (0,0339)							
LnSigma	-0,0911 (0,0868)	-0,3912 (0,0526)	-0,1919 (0,0120)							
Rho	-0,6551 (0,0843)	-0,1283 (0,1582)	-0,5118 (0,0250)							
Sigma	0,9129 (0,0792)	0,6763 (0,0356)	0,8254 (0,0099)							
Observaciones	790	1.750	204.181							
No censuradas	423	968	98.809							

## Notas:

\* Los coeficientes fueron estimados con un modelo de selección de tipo Heckman por máxima verosimilitud. La ecuación de selección incluyó las siguientes variables: edad, edad<sup>2</sup>, escolaridad, ingreso no laboral, tamaño del hogar y *dummies* para mujeres, hogares con menores de 6 años, cabezas de hogar, casados, estudiantes, trimestres y regiones.

\* I: indígenas; A: afrocolombianos; R: resto.

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

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

**CUADRO 5A. DESCOMPOSICIÓN BLINDER-OAXACA DE LAS DIFERENCIAS OBSERVADAS EN EL INGRESO LABORAL DE LOS INDÍGENAS, AFROCOLOMBIANOS Y EL RESTO DE LA POBLACIÓN QUE RESIDE EN LAS CABECERAS MUNICIPALES DE LA REGIÓN CARIBE**

	$\beta_I$	$\beta_A$	$\beta_R$	$\beta_R - \beta_I$	$\beta_R - \beta_A$	$X_I$	$X_A$	$X_R$	$X_R - X_I$	$X_R - X_A$
LnWh						7,4478 (0,0183)	7,616 (0,0095)	7,7215 (0,0030)	0,2737 (0,0043)	0,1055 (0,0040)
Edad	-0,0058 (0,0209)	-0,0146 (0,0133)	-0,0103 (0,0067)	-0,0046 (0,0075)	0,0043 (0,0075)	38,2513 (0,2370)	38,4488 (0,1239)	38,0624 (0,0386)	-0,1889 (0,0551)	-0,3865 (0,0518)
Edad <sup>2</sup>	0,1775 (0,2244)	0,2735 (0,1510)	0,2252 (0,0794)	0,0477 (0,0869)	-0,0483 (0,0879)	1,6373 (0,0201)	1,6316 (0,0104)	1,6074 (0,0032)	-0,0299 (0,0047)	-0,0242 (0,0043)
Primaria	0,3949 (0,1365)	0,1492 (0,0429)	0,1828 (0,0206)	-0,2121 (0,0307)	0,0336 (0,0234)	0,7326 (0,0079)	0,8375 (0,0037)	0,8617 (0,0011)	0,1291 (0,0017)	0,0242 (0,0015)
Secundaria incompleta	-0,1233 (0,1104)	0,1157 (0,0434)	0,0902 (0,0191)	0,2135 (0,0265)	-0,0255 (0,0223)	0,5944 (0,0088)	0,6968 (0,0046)	0,7377 (0,0013)	0,1433 (0,0020)	0,0408 (0,0019)
Secundaria completa	0,2225 (0,0791)	0,2275 (0,0146)	0,2432 (0,0136)	0,0207 (0,0189)	0,0157 (0,0137)	0,4008 (0,0088)	0,4409 (0,0050)	0,5395 (0,0015)	0,1387 (0,0021)	0,0987 (0,0021)
Universitaria incompleta	0,4402 (0,0777)	0,4608 (0,0381)	0,4201 (0,0204)	-0,0201 (0,0240)	-0,0407 (0,0225)	0,1962 (0,0071)	0,1987 (0,0040)	0,2606 (0,0013)	0,0644 (0,0018)	0,0619 (0,0017)
Universitaria completa	0,8889 (0,1473)	0,6647 (0,0607)	0,6789 (0,0219)	-0,21 (0,0329)	0,0142 (0,0275)	0,0735 (0,0047)	0,0779 (0,0027)	0,1369 (0,0011)	0,0634 (0,0013)	0,0591 (0,0013)
Lambda	-0,5755 (0,2012)	-0,5764 (0,1016)	-0,5495 (0,0513)	0,026 (0,0608)	0,0269 (0,0573)	0,6564 (0,0072)	0,6539 (0,0036)	0,6276 (0,0012)	-0,0289 (0,0017)	-0,0264 (0,0015)
Constante	7,2981 (0,5386)	7,6601 (0,3529)	7,5398 (0,1702)	0,2418 (0,1907)	-0,1203 (0,1928)	1	1	1	0	0
athRho	-0,7043 (0,2559)	-0,7306 (0,1567)	-0,7205 (0,0674)							
LnSigma	-0,0534 (0,0855)	-0,0784 (0,0319)	-0,1162 (0,0300)							
Rho	-0,6071 (0,1616)	-0,6234 (0,0958)	-0,6172 (0,0417)							
Sigma	0,948 (0,0810)	0,9246 (0,0295)	0,8903 (0,0267)							
Observaciones	7.029	22.685	240.810							
No censuradas	3.101	9.987	106.435							

## Notas:

\* Los coeficientes fueron estimados con un modelo de selección de tipo Heckman por máxima verosimilitud. La ecuación de selección incluyó las siguientes variables: edad, edad<sup>2</sup>, escolaridad, ingreso no laboral, tamaño del hogar y *dummies* para mujeres, hogares con menores de 6 años, cabezas de hogar, casados, estudiantes, trimestres y regiones.

\* I: indígenas; A: afrocolombianos; R: resto.

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

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

**CUADRO 6A. DESCOMPOSICIÓN BLINDER-OAXACA DE LAS DIFERENCIAS OBSERVADAS EN EL INGRESO LABORAL DE LOS INDÍGENAS, AFROCOLOMBIANOS Y EL RESTO DE LA POBLACIÓN QUE RESIDE EN LAS CABECERAS MUNICIPALES DEL PACÍFICO COLOMBIANO**

	$\beta_I$	$\beta_A$	$\beta_R$	$\beta_R - \beta_I$	$\beta_R - \beta_A$	$X_I$	$X_A$	$X_R$	$X_R - X_I$	$X_R - X_A$
LnWh						7,3342 (0,0351)	7,6755 (0,0112)	7,7531 (0,0057)	0,419 (0,0075)	0,0776 (0,0073)
Edad	-0,0409 (0,0303)	0,0003 (0,0212)	-0,0057 (0,0107)	0,0352 (0,0115)	-0,006 (0,0137)	36,8588 (0,5377)	36,5922 (0,1463)	37,883 (0,0744)	1,0242 (0,1062)	1,2909 (0,0948)
Edad <sup>2</sup>	0,4838 (0,3662)	0,0372 (0,2441)	0,1765 (0,1218)	-0,3073 (0,1313)	0,1393 (0,1567)	1,535 (0,0437)	1,5146 (0,0122)	1,5984 (0,0062)	0,0634 (0,0088)	0,0838 (0,0079)
Primaria	0,287 (0,1449)	0,2273 (0,0494)	0,2025 (0,0356)	-0,0845 (0,0409)	-0,0247 (0,0390)	0,6886 (0,0187)	0,7928 (0,0045)	0,8525 (0,0021)	0,1639 (0,0034)	0,0597 (0,0028)
Secundaria incompleta	0,0614 (0,1708)	0,2375 (0,0439)	0,091 (0,0355)	0,0296 (0,0427)	-0,1465 (0,0375)	0,5103 (0,0202)	0,6754 (0,0052)	0,7068 (0,0026)	0,1965 (0,0039)	0,0314 (0,0034)
Secundaria completa	-0,0199 (0,2296)	0,1347 (0,0533)	0,3516 (0,0439)	0,3714 (0,0544)	0,2169 (0,0461)	0,3134 (0,0188)	0,4688 (0,0055)	0,5367 (0,0029)	0,2233 (0,0039)	0,068 (0,0036)
Universitaria incompleta	0,7432 (0,2500)	0,304 (0,0996)	0,4699 (0,0277)	-0,2733 (0,0449)	0,1659 (0,0525)	0,1106 (0,0127)	0,2103 (0,0045)	0,271 (0,0026)	0,1604 (0,0031)	0,0607 (0,0031)
Universitaria completa	0,6516 (0,1392)	0,8404 (0,0691)	0,6626 (0,0267)	0,011 (0,0331)	-0,1777 (0,0399)	0,0674 (0,0102)	0,1031 (0,0034)	0,1547 (0,0021)	0,0873 (0,0025)	0,0516 (0,0024)
Lambda	-0,7208 (0,1606)	-0,3973 (0,2040)	-0,4795 (0,0509)	0,2413 (0,0553)	-0,0822 (0,1053)	0,5933 (0,0128)	0,6936 (0,0042)	0,6333 (0,0021)	0,04 (0,0028)	-0,0603 (0,0027)
Constante	8,1794 (0,6258)	7,3295 (0,5726)	7,3361 (0,2734)	-0,8433 (0,2849)	0,0065 (0,3602)	1	1	1	0	0
athRho	-1,1 (0,2757)	-0,4679 (0,2363)	-0,6528 (0,0809)							
LnSigma	-0,1049 (0,1174)	-0,0941 (0,0881)	-0,1791 (0,0228)							
Rho	-0,8005 (0,0990)	-0,4365 (0,1913)	-0,5735 (0,0543)							
Sigma	0,9004 (0,1058)	0,9101 (0,0802)	0,836 (0,0191)							
Observaciones	1.276	22.681	65.307							
No censuradas	611	8.199	29.518							

## Notas:

\* Los coeficientes fueron estimados con un modelo de selección de tipo Heckman por máxima verosimilitud. La ecuación de selección incluyó las siguientes variables: edad, edad<sup>2</sup>, escolaridad, ingreso no laboral, tamaño del hogar y *dummies* para mujeres, hogares con menores de 6 años, cabezas de hogar, casados, estudiantes, trimestres y regiones.

\* I: indígenas; A: afrocolombianos; R: resto.

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

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

**CUADRO 7A. DESCOMPOSICIÓN BLINDER-OAXACA DE LAS DIFERENCIAS OBSERVADAS EN EL INGRESO LABORAL DE LOS INDÍGENAS, AFROCOLOMBIANOS Y EL RESTO DE LA POBLACIÓN QUE RESIDE EN ÁREAS RURALES**

	$\beta_I$	$\beta_A$	$\beta_R$	$\beta_R - \beta_I$	$\beta_R - \beta_A$	$X_I$	$X_A$	$X_R$	$X_R - X_I$	$X_R - X_A$
LnWh						7,1054 (0,0239)	7,3765 (0,0175)	7,3344 (0,0051)	0,229 (0,0077)	-0,0421 (0,0069)
Edad	0,0266 (0,0332)	0,0175 (0,0162)	0,0145 (0,0034)	-0,0121 (0,0088)	-0,003 (0,0055)	38,3962 (0,3424)	37,3215 (0,2970)	38,0168 (0,0839)	-0,3794 (0,1169)	0,6953 (0,1149)
Edad <sup>2</sup>	-0,3045 (0,3472)	-0,159 (0,1934)	-0,1464 (0,0395)	0,158 (0,0933)	0,0126 (0,0655)	1,6916 (0,0296)	1,6035 (0,0252)	1,6495 (0,0071)	-0,0421 (0,0100)	0,046 (0,0098)
Primaria	0,1049 (0,0924)	0,071 (0,0502)	0,1462 (0,0229)	0,0412 (0,0317)	0,0752 (0,0260)	0,4275 (0,0115)	0,4985 (0,0102)	0,5478 (0,0029)	0,1203 (0,0040)	0,0493 (0,0040)
Secundaria incompleta	0,0289 (0,0973)	0,0617 (0,0624)	0,0724 (0,0302)	0,0435 (0,0378)	0,0107 (0,0337)	0,2416 (0,0099)	0,3133 (0,0095)	0,3134 (0,0027)	0,0718 (0,0036)	0,0001 (0,0037)
Secundaria completa	0,1223 (0,1524)	0,231 (0,0871)	0,1402 (0,0368)	0,0178 (0,0516)	-0,0909 (0,0427)	0,1425 (0,0081)	0,1572 (0,0074)	0,1549 (0,0021)	0,0124 (0,0029)	-0,0024 (0,0029)
Universitaria incompleta	0,8567 (0,1696)	0,2875 (0,1203)	0,5767 (0,0652)	-0,28 (0,0757)	0,2892 (0,0709)	0,0525 (0,0052)	0,0502 (0,0045)	0,0381 (0,0011)	-0,0144 (0,0017)	-0,012 (0,0016)
Universitaria completa	0,7674 (0,1646)	0,9938 (0,1533)	0,5443 (0,1092)	-0,223 (0,1133)	-0,4494 (0,1131)	0,0221 (0,0034)	0,0252 (0,0032)	0,0176 (0,0008)	-0,0044 (0,0011)	-0,0076 (0,0012)
Lambda	-0,3037 (0,4036)	-0,3713 (0,1297)	-0,3268 (0,0367)	-0,0232 (0,1051)	0,0445 (0,0502)	0,7888 (0,0097)	0,5896 (0,0091)	0,6004 (0,0027)	-0,1884 (0,0035)	0,0107 (0,0036)
Constante	6,7082 (0,9663)	7,066 (0,3847)	7,0655 (0,0831)	0,3573 (0,2502)	-0,0005 (0,1328)	1	1	1	0	0
athRho	-0,3214 (0,4361)	-0,4885 (0,1806)	-0,4038 (0,0421)							
LnSigma	-0,0233 (0,0887)	-0,1989 (0,0617)	-0,1591 (0,0292)							
Rho	-0,3108 (0,3939)	-0,453 (0,1435)	-0,3832 (0,0359)							
Sigma	0,977 (0,0866)	0,8196 (0,0505)	0,8529 (0,0249)							
Observaciones	5.185	5.827	70.891							
No censuradas	1.855	2.389	29.024							

## Notas:

\* Los coeficientes fueron estimados con un modelo de selección de tipo Heckman por máxima verosimilitud. La ecuación de selección incluyó las siguientes variables: edad, edad<sup>2</sup>, escolaridad, ingreso no laboral, tamaño del hogar y *dummies* para mujeres, hogares con menores de 6 años, cabezas de hogar, casados, estudiantes, trimestres y regiones.

\* I: indígenas; A: afrocolombianos; R: resto.

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

Fuente: DANE (GEIH, 20006-2007); cálculos del autor.

**CUADRO 8A. DESCOMPOSICIÓN BLINDER-OAXACA DE LAS DIFERENCIAS OBSERVADAS EN EL INGRESO LABORAL DE LOS INDÍGENAS, AFROCOLOMBIANOS Y EL RESTO DE LA POBLACIÓN QUE RESIDE EN LAS ÁREAS RURALES DE LA REGIÓN DE LOS ANDES OCCIDENTALES**

	$\beta_I$	$\beta_A$	$\beta_R$	$\beta_R - \beta_I$	$\beta_R - \beta_A$	$X_I$	$X_A$	$X_R$	$X_R - X_I$	$X_R - X_A$
LnWh						7,2879 (0,0787)	7,6453 (0,0436)	7,486 (0,0104)	0,1981 (0,0149)	-0,1592 (0,0132)
Edad	-0,0769 (0,0219)	0,0098 (0,0230)	0,0215 (0,0063)	0,0983 (0,0069)	0,0117 (0,0076)	40,9825 (1,2865)	37,2084 (0,8233)	37,553 (0,1683)	-3,4295 (0,2427)	0,3446 (0,2281)
Edad <sup>2</sup>	0,5666 (0,2430)	-0,0323 (0,2957)	-0,2155 (0,0757)	-0,7821 (0,0821)	-0,1832 (0,0933)	1,8931 (0,1166)	1,558 (0,0684)	1,6024 (0,0140)	-0,2906 (0,0211)	0,0444 (0,0189)
Primaria	-0,6854 (0,2785)	-0,2451 (0,1185)	0,1126 (0,0417)	0,7981 (0,0563)	0,3578 (0,0468)	0,56 (0,0437)	0,6475 (0,0299)	0,57 (0,0060)	0,0101 (0,0084)	-0,0774 (0,0082)
Secundaria incompleta	-0,3786 (0,1751)	-0,0394 (0,1438)	0,0617 (0,0665)	0,4403 (0,0701)	0,1011 (0,0708)	0,3811 (0,0428)	0,4651 (0,0312)	0,3477 (0,0058)	-0,0334 (0,0082)	-0,1174 (0,0082)
Secundaria completa	0,2421 (0,0649)	0,3456 (0,1302)	0,2639 (0,0848)	0,0218 (0,0845)	-0,0816 (0,0869)	0,2265 (0,0369)	0,2499 (0,0271)	0,1666 (0,0045)	-0,0599 (0,0068)	-0,0833 (0,0068)
Universitaria incompleta	0,8862 (0,0696)	-0,0743 (0,2821)	0,4249 (0,1123)	-0,4614 (0,1116)	0,4992 (0,1227)	0,0691 (0,0223)	0,0508 (0,0137)	0,0406 (0,0024)	-0,0285 (0,0039)	-0,0102 (0,0035)
Universitaria completa	1,6096 (0,5152)	1,2518 (0,3686)	0,2896 (0,3388)	-1,3201 (0,3430)	-0,9622 (0,3400)	0,0034 (0,0051)	0,0341 (0,0113)	0,0142 (0,0014)	0,0109 (0,0016)	-0,0199 (0,0026)
Lambda	-0,6179 (0,2026)	-0,3109 (0,1569)	-0,3324 (0,0861)	0,2854 (0,0897)	-0,0215 (0,0897)	0,5141 (0,0345)	0,6502 (0,0264)	0,5632 (0,0057)	0,0492 (0,0074)	-0,0869 (0,0075)
Constante	10,0898 (0,4383)	7,5855 (0,5502)	7,0613 (0,1473)	-3,0285 (0,1578)	-0,5241 (0,1787)	1	1	1	0	0
athRho	-0,9408 (0,3725)	-0,5244 (0,2857)	-0,4173 (0,0924)							
LnSigma	-0,1744 (0,1135)	-0,4364 (0,0906)	-0,1716 (0,0845)							
Rho	-0,7356 (0,1709)	-0,4811 (0,2195)	-0,3946 (0,0780)							
Sigma	0,8399 (0,0953)	0,6464 (0,0585)	0,8423 (0,0711)							
Observaciones	299	660	15.886							
No censuradas	130	257	6.786							

Notas:

\* Los coeficientes fueron estimados con un modelo de selección de tipo Heckman por máxima verosimilitud. La ecuación de selección incluyó las siguientes variables: edad, edad<sup>2</sup>, escolaridad, ingreso no laboral, tamaño del hogar y *dummies* para mujeres, hogares con menores de 6 años, cabezas de hogar, casados, estudiantes, trimestres y regiones.

\* I: indígenas; A: afrocolombianos; R: resto.

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

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

**CUADRO 9A. DESCOMPOSICIÓN BLINDER-OAXACA DE LAS DIFERENCIAS OBSERVADAS EN EL INGRESO LABORAL DE LOS INDÍGENAS, AFROCOLOMBIANOS Y EL RESTO DE LA POBLACIÓN QUE RESIDE EN LAS ÁREAS RURALES DE LA REGIÓN DE LOS ANDES ORIENTALES**

	$\beta_I$	$\beta_A$	$\beta_R$	$\beta_R - \beta_I$	$\beta_R - \beta_A$	$X_I$	$X_A$	$X_R$	$X_R - X_I$	$X_R - X_A$
LnWh						6,7015 (0,0979)	7,433 (0,0729)	7,314 (0,0087)	0,6124 (0,0168)	-0,119 (0,0113)
Edad	0,0834 (0,0547)	-0,0399 (0,0286)	0,0161 (0,0048)	-0,0673 (0,0094)	0,056 (0,0056)	41,8406 (1,0812)	43,1066 (1,6012)	38,1958 (0,1471)	-3,6448 (0,2160)	-4,9108 (0,2163)
Edad <sup>2</sup>	-0,7256 (0,5925)	0,395 (0,2822)	-0,1873 (0,0554)	0,5384 (0,1032)	-0,5823 (0,0618)	2,0101 (0,0943)	2,112 (0,1540)	1,6754 (0,0126)	-0,3347 (0,0187)	-0,4366 (0,0198)
Primaria	0,6243 (0,4195)	-0,0521 (0,1870)	0,1004 (0,0350)	-0,5239 (0,0709)	0,1525 (0,0394)	0,4218 (0,0331)	0,4192 (0,0496)	0,5405 (0,0050)	0,1187 (0,0069)	0,1213 (0,0070)
Secundaria incompleta	0,5349 (0,3309)	0,0509 (0,2279)	0,1078 (0,0525)	-0,4271 (0,0713)	0,0569 (0,0570)	0,1826 (0,0259)	0,2863 (0,0454)	0,2661 (0,0044)	0,0835 (0,0058)	-0,0202 (0,0063)
Secundaria completa	-0,746 (0,7798)	0,8754 (0,2540)	0,1751 (0,0440)	0,9211 (0,1231)	-0,7003 (0,0506)	0,0734 (0,0175)	0,1161 (0,0322)	0,133 (0,0034)	0,0596 (0,0042)	0,017 (0,0047)
Universitaria incompleta	1,346 (0,7384)	0,2499 (0,2753)	0,3128 (0,1124)	-1,0331 (0,1557)	0,0629 (0,1152)	0,0108 (0,0069)	0,0617 (0,0242)	0,0292 (0,0017)	0,0185 (0,0020)	-0,0324 (0,0029)
Universitaria completa	0,8563 (0,1353)	0,8813 (0,2251)	0,725 (0,1511)	-0,1313 (0,1507)	-0,1563 (0,1520)	0,0043 (0,0044)	0,0421 (0,0202)	0,0167 (0,0013)	0,0124 (0,0014)	-0,0254 (0,0024)
Lambda	-0,0551 (0,2539)	-0,4191 (0,2138)	-0,2492 (0,0519)	-0,1941 (0,0636)	0,1699 (0,0558)	0,6254 (0,0307)	0,3783 (0,0395)	0,5976 (0,0043)	-0,0277 (0,0063)	0,2194 (0,0058)
Constante	4,3807 (1,3231)	8,3314 (0,7250)	7,0351 (0,1167)	2,6544 (0,2269)	-1,2964 (0,1367)	1	1	1	0	0
athRho	-0,0398 (0,1821)	-0,8393 (0,5071)	-0,3019 (0,0637)							
LnSigma	0,326 (0,1361)	-0,492 (0,1532)	-0,1621 (0,0239)							
Rho	-0,0398 (0,1818)	-0,6855 (0,2688)	-0,293 (0,0582)							
Sigma	1,3854 (0,1885)	0,6114 (0,0937)	0,8504 (0,0203)							
Observaciones	581	204	24.095							
No censuradas	223	100	10.004							

## Notas:

\* Los coeficientes fueron estimados con un modelo de selección de tipo Heckman por máxima verosimilitud. La ecuación de selección incluyó las siguientes variables: edad, edad<sup>2</sup>, escolaridad, ingreso no laboral, tamaño del hogar y *dummies* para mujeres, hogares con menores de 6 años, cabezas de hogar, casados, estudiantes, trimestres y regiones.

\* I: indígenas; A: afrocolombianos; R: resto.

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

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

**CUADRO 10A. DESCOMPOSICIÓN BLINDER-OAXACA DE LAS DIFERENCIAS OBSERVADAS EN EL INGRESO LABORAL DE LOS INDÍGENAS, AFROCOLOMBIANOS Y EL RESTO DE LA POBLACIÓN QUE RESIDE EN LAS ÁREAS RURALES DE LA REGIÓN CARIBE**

	$\beta_I$	$\beta_A$	$\beta_R$	$\beta_R - \beta_I$	$\beta_R - \beta_A$	$X_I$	$X_A$	$X_R$	$X_R - X_I$	$X_R - X_A$
LnWh						7,2179 (0,0425)	7,24 (0,0356)	7,2632 (0,0101)	0,0452 (0,0153)	0,0232 (0,0134)
Edad	0,0346 (0,0336)	0,0313 (0,0242)	0,0113 (0,0059)	-0,0233 (0,0110)	-0,0199 (0,0085)	39,803 (0,5635)	38,2682 (0,6263)	38,5649 (0,1694)	-1,238 (0,2266)	0,2967 (0,2303)
Edad <sup>2</sup>	-0,3856 (0,3497)	-0,4067 (0,3150)	-0,1264 (0,0765)	0,2592 (0,1224)	0,2804 (0,1100)	1,7703 (0,0489)	1,6582 (0,0545)	1,6853 (0,0146)	-0,0851 (0,0196)	0,027 (0,0200)
Primaria	0,2461 (0,1231)	0,0861 (0,1398)	0,1401 (0,0280)	-0,106 (0,0437)	0,054 (0,0452)	0,3155 (0,0192)	0,4607 (0,0224)	0,5454 (0,0060)	0,23 (0,0079)	0,0847 (0,0082)
Secundaria incompleta	0,0417 (0,0990)	0,0447 (0,1452)	0,0215 (0,0375)	-0,0202 (0,0454)	-0,0232 (0,0522)	0,1846 (0,0160)	0,2666 (0,0199)	0,3444 (0,0057)	0,1597 (0,0071)	0,0778 (0,0076)
Secundaria completa	0,3293 (0,1236)	0,2165 (0,1437)	0,0093 (0,0419)	-0,32 (0,0531)	-0,2072 (0,0549)	0,1339 (0,0141)	0,1507 (0,0161)	0,1695 (0,0045)	0,0356 (0,0059)	0,0187 (0,0060)
Universitaria incompleta	0,5355 (0,2072)	0,4157 (0,1577)	0,7149 (0,0811)	0,1794 (0,0971)	0,2992 (0,0883)	0,0528 (0,0092)	0,0458 (0,0094)	0,0458 (0,0025)	-0,007 (0,0035)	0 (0,0034)
Universitaria completa	0,7241 (0,3248)	0,2678 (0,4696)	0,73 (0,1076)	0,0059 (0,1376)	0,4621 (0,1599)	0,0209 (0,0059)	0,0075 (0,0039)	0,0222 (0,0018)	0,0012 (0,0024)	0,0146 (0,0020)
Lambda	-0,1651 (0,2495)	-0,2076 (0,1025)	-0,2758 (0,0416)	-0,1107 (0,0805)	-0,0682 (0,0481)	0,8322 (0,0189)	0,4746 (0,0218)	0,582 (0,0057)	-0,2502 (0,0076)	0,1074 (0,0079)
Constante	6,4865 (0,8326)	6,7117 (0,5008)	7,0653 (0,1209)	0,5789 (0,2604)	0,3536 (0,1744)	1	1	1	0	0
athRho	-0,1753 (0,2632)	-0,2809 (0,1487)	-0,3584 (0,0537)							
LnSigma	-0,0494 (0,0502)	-0,2766 (0,0624)	-0,2205 (0,0351)							
Rho	-0,1735 (0,2553)	-0,2737 (0,1375)	-0,3438 (0,0473)							
Sigma	0,9518 (0,0478)	0,7584 (0,0473)	0,8021 (0,0282)							
Observaciones	1.851	1.199	17.333							
No censuradas	587	495	6.901							

Notas:

\* Los coeficientes fueron estimados con un modelo de selección de tipo Heckman por máxima verosimilitud. La ecuación de selección incluyó las siguientes variables: edad, edad<sup>2</sup>, escolaridad, ingreso no laboral, tamaño del hogar y *dummies* para mujeres, hogares con menores de 6 años, cabezas de hogar, casados, estudiantes, trimestres y regiones.

\* I: indígenas; A: afrocolombianos; R: resto.

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

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



**CUADRO 11A. DESCOMPOSICIÓN BLINDER-OAXACA DE LAS DIFERENCIAS OBSERVADAS EN EL INGRESO LABORAL DE LOS INDÍGENAS, AFROCOLOMBIANOS Y EL RESTO DE LA POBLACIÓN QUE RESIDE EN LAS ÁREAS RURALES DEL PACÍFICO COLOMBIANO**

	$\beta_I$	$\beta_A$	$\beta_R$	$\beta_R - \beta_I$	$\beta_R - \beta_A$	$X_I$	$X_A$	$X_R$	$X_R - X_I$	$X_R - X_A$
LnWh						7,036 (0,0307)	7,2769 (0,0239)	7,0447 (0,0188)	0,0088 (0,0228)	-0,2321 (0,0210)
Edad	0,0324 (0,0120)	0,009 (0,0238)	0,016 (0,0138)	-0,0164 (0,0133)	0,0071 (0,0184)	35,6443 (0,5030)	36,6778 (0,3935)	37,4861 (0,3095)	1,8418 (0,3739)	0,8083 (0,3453)
Edad <sup>2</sup>	-0,3624 (0,1376)	-0,0555 (0,2693)	-0,1003 (0,1406)	0,2621 (0,1398)	-0,0448 (0,2017)	1,4942 (0,0431)	1,5766 (0,0330)	1,6233 (0,0262)	0,1291 (0,0319)	0,0467 (0,0291)
Primaria	0,1862 (0,0887)	0,1356 (0,0571)	0,3427 (0,0990)	0,1565 (0,0963)	0,2071 (0,0849)	0,4903 (0,0168)	0,4371 (0,0128)	0,5103 (0,0105)	0,02 (0,0126)	0,0732 (0,0115)
Secundaria incompleta	0,116 (0,0804)	0,1011 (0,0675)	0,0232 (0,0849)	-0,0928 (0,0837)	-0,0778 (0,0785)	0,2645 (0,0148)	0,2507 (0,0112)	0,2804 (0,0094)	0,0159 (0,0112)	0,0297 (0,0102)
Secundaria completa	-0,0256 (0,2239)	-0,0158 (0,1461)	0,1018 (0,0918)	0,1274 (0,1418)	0,1176 (0,1164)	0,1409 (0,0117)	0,1123 (0,0082)	0,1552 (0,0076)	0,0143 (0,0089)	0,043 (0,0078)
Universitaria incompleta	0,7455 (0,1723)	0,5656 (0,1615)	1,1551 (0,1495)	0,4096 (0,1562)	0,5895 (0,1543)	0,0566 (0,0078)	0,0512 (0,0057)	0,0372 (0,0040)	-0,0194 (0,0053)	-0,0141 (0,0047)
Universitaria completa	0,9048 (0,2606)	0,9779 (0,2117)	0,3833 (0,1793)	-0,5214 (0,2053)	-0,5946 (0,1928)	0,0324 (0,0060)	0,0264 (0,0042)	0,018 (0,0028)	-0,0143 (0,0039)	-0,0084 (0,0034)
Lambda	-0,3531 (0,2042)	-0,4371 (0,1790)	-0,3148 (0,0866)	0,0383 (0,1306)	0,1224 (0,1312)	0,7722 (0,0131)	0,577 (0,0111)	0,6941 (0,0090)	-0,078 (0,0103)	0,1171 (0,0099)
Constante	6,5057 (0,3120)	7,1502 (0,5632)	6,5782 (0,3477)	0,0725 (0,3381)	-0,572 (0,4458)	1	1	1	0	0
athRho	-0,4443 (0,2820)	-0,5355 (0,2058)	-0,3916 (0,1064)							
LnSigma	-0,1669 (0,0470)	-0,1133 (0,1126)	-0,1691 (0,0549)							
Rho	-0,4172 (0,2329)	-0,4896 (0,1565)	-0,3728 (0,0916)							
Sigma	0,8463 (0,0398)	0,8928 (0,1005)	0,8444 (0,0463)							
Observaciones	2.368	3.676	5.870							
No censuradas	885	1.495	2.277							

## Notas:

\* Los coeficientes fueron estimados con un modelo de selección de tipo Heckman por máxima verosimilitud. La ecuación de selección incluyó las siguientes variables: edad, edad<sup>2</sup>, escolaridad, ingreso no laboral, tamaño del hogar y *dummies* para mujeres, hogares con menores de 6 años, cabezas de hogar, casados, estudiantes, trimestres y regiones.

\* I: indígenas; A: afrocolombianos; R: resto.

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

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

**CUADRO 12A. AUMENTO ESPERADO EN EL INGRESO LABORAL PARA UN INDIVIDUO QUE COMPLETA LA EDUCACIÓN UNIVERSITARIA**

	$Y_I$	$Y_A$	$Y_R$	$Y_R - Y_I$	$Y_A - Y_I$
Ciudades principales	1,3642 (0,1879)	1,4044 (0,0490)	1,5393 (0,0386)	0,1751 (0,0415)	0,1349 (0,0393)
Urbano	1,5362 (0,1978)	1,4805 (0,0799)	1,5919 (0,0336)	0,0557 (0,0411)	0,1114 (0,0385)
Andes occidentales	1,1989 (0,1999)	1,2991 (0,1334)	1,5738 (0,0421)	0,3749 (0,0469)	0,2747 (0,0520)
Andes orientales	1,6614 (0,3461)	1,2857 (0,1088)	1,5723 (0,0358)	-0,0891 (0,0423)	0,2866 (0,0372)
Caribe	1,8231 (0,2546)	1,6179 (0,0952)	1,6152 (0,0433)	-0,2079 (0,0605)	-0,0027 (0,0499)
Pacífico	1,7234 (0,4299)	1,7438 (0,1480)	1,7776 (0,0771)	0,0542 (0,0978)	0,0338 (0,0970)
Rural	1,8802 (0,3116)	1,6449 (0,2279)	1,4797 (0,1377)	-0,4005 (0,1538)	-0,1652 (0,1465)
Andes occidentales	1,6739 (0,6186)	1,2385 (0,5169)	1,1527 (0,3752)	-0,5212 (0,3812)	-0,0859 (0,3813)
Andes orientales	2,6154 (1,2071)	2,0054 (0,5271)	1,4211 (0,2034)	-1,1943 (0,2688)	-0,5843 (0,2091)
Caribe	1,0309 (0,5537)	1,6158 (0,1486)	-0,2610 (0,1875)	-1,2919 (0,5537)	-1,8767 (0,1486)
Pacífico	1,9269 (0,4026)	1,7644 (0,3163)	2,0061 (0,2828)	0,0793 (0,3208)	0,2418 (0,2965)

Nota:

\* I: indígenas; A: afrocolombianos; R: resto.

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

# **DIFERENCIALES SALARIALES POR GÉNERO Y REGIÓN EN COLOMBIA: UNA APROXIMACIÓN CON REGRESIÓN POR CUANTILES**

Luis Armando Galvis

---

Este artículo fue publicado originalmente en la *Revista de Economía del Rosario*, vol. 13 núm. 2, pp. 253-277, de diciembre de 2010.

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

El autor agradece las sugerencias de Luis Eduardo Arango, Juan D. Barón, Leonardo Bonilla y Adolfo Meisel, así como la colaboración de Mónica S. Gómez y Emma Monsalve.

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

En Colombia las brechas salariales por género son profundas y persistentes. Todos los estudios que se han referido al tema han encontrado que los hombres reciben una remuneración mayor que las mujeres, a pesar de que se documenta que las mujeres han aumentado su participación en el mercado laboral y, en promedio, tienen más años de estudios que los hombres.

¿Cómo se puede explicar que esta diferencia exista? Para responder a esta pregunta se puede indagar por las fuentes de las brechas salariales que pueden estar en las distintas dotaciones de capital humano para cada uno de los géneros. No obstante, lo que sorprende es que las mujeres tienen, en promedio, 6% más años de educación que los hombres en el grupo de asalariados; por lo cual es poco probable que la explicación esté fundamentada en este hecho y tal vez sí exista algún grado de discriminación por género en el mercado laboral colombiano.

La definición que se encuentra de discriminación laboral en muchos textos menciona que ésta existe si hay diferencias en el tratamiento de algunos individuos, aunque éstos desempeñen el mismo trabajo y tengan atributos similares. Es importante aclarar que no todas las disparidades en salarios entre hombres y mujeres se pueden adjudicar a la discriminación. Una parte del diferencial de ingresos se explica por la existencia de distintos grados de productividad originados en la dotación de capital humano, habilidades y experiencia de cada individuo. Por otra parte, la discriminación también se puede presentar en la forma de diferencias en las oportunidades de acceso al trabajo remunerado y en las oportunidades de ascenso. Este último tipo de segregación es más difícil de medir por cuanto no hay una estadística de las oportunidades de ascenso, la participación de ambos sexos en la búsqueda del ascenso o las motivaciones que tienen los empleadores para promover a cierto individuo, ya sea hombre o mujer.

En este estudio más que indagar por discriminación en el mercado laboral, el objetivo es analizar las brechas salariales, en especial sus posibles patrones regionales. Varios estudios previos han evaluado las brechas salariales hasta el año 2006 y se han concentrado en las siete principales ciudades, razón por la cual en el presente trabajo observamos épocas más recientes, empleando el año disponible más reciente de la encuesta de hogares aplicada por el Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE), y además se amplía el análisis a las trece principales ciudades; se emplea, entonces, la Gran encuesta integrada de hogares (GEIH) del año 2009.

La primera parte del trabajo está dedicada a la revisión teórica y de los antecedentes de las aplicaciones previas al caso colombiano de la desagregación de las brechas salariales. Se revisa la metodología de Blinder-Oaxaca así como variaciones de ésta, adicionando correcciones por sesgo de selección, junto con ampliaciones al análisis que incluyen no sólo los salarios medios sino la distribución completa de salarios, explorados mediante la regresión por cuantiles.

Esta metodología permite tener en cuenta la heterogeneidad existente entre las asignaciones salariales, así como el impacto diferente que tienen los determinantes de los salarios y sus brechas por género en distintos puntos de la distribución (Machado y Mata, 2005); de esta manera, los resultados que se obtienen son mucho más completos que los encontrados por los modelos estimados por mínimos cuadrados ordinarios (MCO). La regresión por cuantiles es especialmente relevante para el estudio de la descomposición de las brechas salariales en diferentes puntos de la distribución, en situaciones donde las disparidades son amplias, como es el caso de un país como Colombia. La segunda sección presenta la metodología para la descomposición de las brechas salariales. Las secciones tercera y cuarta describen los datos y muestran los resultados de del método de Blinder-Oaxaca. La sexta sección presenta los resultados de la descomposición de las brechas salariales en el contexto de la regresión por cuantiles. La séptima sección concluye.

## **I. ESTUDIOS DE DIFERENCIALES SALARIALES POR GÉNERO EN COLOMBIA**

Las desigualdades salariales entre hombres y mujeres han sido discutidas ampliamente en la literatura internacional sobre discriminación laboral por género; Colombia, aunque en mucho menor grado, no ha sido la excepción. En una consulta realizada hasta el año 2005 de las publicaciones internacionales en economía sobre el tema para nuestro país se encontraron un total de seis estudios referentes a los diferenciales salariales por género. Para el mismo período el número de estudios que trataban este tema en los Estados Unidos totalizaba 614, seguido por el Reino Unido con 87, Taiwán con 77, Australia con 63 y Canadá con 60 (Weichselbaumer y Winter-Ebmer, 2005). Aunque las estadísticas sobre este tipo de estudios estén sesgadas porque los autores sólo seleccionaron publicaciones en inglés, de todas formas es inquietante que no se haya profundizado más en el tema de género y discriminación en el mercado laboral colombiano.

En la literatura económica internacional sobre discriminación existen dos clases de modelos: el competitivo y el grupal. En el primero los individuos buscan maximizar sus beneficios; mientras que en el segundo un conjunto de agentes actúa de forma grupal en contra de otro. Dentro de los modelos competitivos (los más estudiados por el análisis económico) se encuentran el modelo de discriminación por “gustos” o preferencias de Becker (1971) y el de discriminación estadística de Phelps (1972) y de Arrow (1972).

El modelo desarrollado por Becker se basa en los “gustos o preferencias” que tienen los empleadores sobre cierta clase de trabajadores; con esto, si contratan a un individuo que se encuentra en un grupo diferente, denominado “minoría”,

tendrían una pérdida en su función de beneficios. Ello trae como consecuencia que los trabajadores de la “minoría”, para “compensar” a los empleadores, deberían ser más productivos y recibir el mismo pago frente a sus pares o aceptar un salario menor por el mismo nivel de productividad que los demás. Este tipo de discriminación es difícil de observar o de medir con las herramientas cuantitativas del análisis económico.

En el modelo de discriminación estadística se parte del supuesto de que las empresas tienen información imperfecta con respecto a las habilidades de los individuos que solicitan un empleo, y que conocerlas a profundidad les haría incurrir en costos. A raíz de ello, en principio, el diferencial salarial dependerá más de características fácilmente observables que les permita a los empleadores inferir la productividad promedio de los solicitantes, tales como la raza y el género. No obstante, a medida que se tiene más conocimiento de la productividad de los nuevos empleados, el diferencial salarial no va a estar ligado a esos elementos observables, sobre los que en principio se infirió para estimar la productividad de ellos. Arrow (1972) señala que deben cumplirse tres condiciones para que exista este tipo de discriminación: 1) que el empleador pueda distinguir a qué grupo pertenece un individuo; 2) que el empleador deba incurrir en costos para conocer la verdadera productividad de los solicitantes, y 3) que el empleador tenga una concepción previa del grado de productividad de cada grupo.

Ashenfelter y Oaxaca (1987) plantean que la descomposición de las brechas salariales basadas en la metodología de Blinder-Oaxaca (BO) se ha convertido en el estándar que siguen los investigadores interesados en el tema de las desigualdades y la discriminación por género. Los estudios de diferenciales salariales por género en Colombia se han concentrado en el uso de ecuaciones tipo Mincer, aplicando la descomposición de BO. Un ejemplo de ello es el trabajo de Tenjo (1993), que plantea que durante la década de los ochenta en Colombia los retornos de la educación fueron mucho más bajos para las mujeres que para los hombres. Así mismo, de la descomposición de BO el autor concluye que la disparidad de salarios no estaba explicada en su mayoría por diferenciales en la dotación de capital humano sino que, más bien, dentro de los factores que explicaban la brecha salarial durante ese período se podría contar la presencia de discriminación por género en el mercado de trabajo.

Un estudio más reciente que sigue la misma línea de Tenjo (1993) es el de Baquero (2001), quien aplica el modelo de diferenciales salariales de BO en los datos de la Encuesta nacional de hogares (ENH) entre 1984 y 1999, teniendo en cuenta solamente a los trabajadores del gobierno, particulares y domésticos, a quienes denomina “asalariados”. Durante el período estudiado, si bien el autor observó un aumento en el nivel educativo de las mujeres frente a los hombres,

las diferencias salariales no reflejaron crecientes retornos de la educación para el caso de las mujeres. Esto debido, por un lado, al incremento en la participación laboral femenina, y por otro, a que muchas de las mujeres que entraron al mercado laboral se ocuparon en actividades domésticas y de otro tipo, cuyos niveles de remuneración son muy bajos en promedio. El componente residual del modelo (también denominado efecto discriminación) con signo positivo y tendencia creciente durante la década de los noventa (en gran parte a causa de la crisis económica de la época), demuestra la presencia de discriminación hacia las mujeres en el mercado laboral. Sin embargo, “no existe evidencia suficiente para afirmar que se presente discriminación salarial directa al momento de la contratación” (Baquero, 2001, p. 24).

Abadía (2005) estudia la discriminación estadística en el mercado laboral colombiano. El modelo de discriminación estadística sugiere que las empresas tienen información imperfecta con respecto a las habilidades de los individuos más jóvenes que no acreditan experiencia laboral. Por ello, en principio, la diferencia salarial dependería más de características observables, como el género y la educación. En consecuencia, la discriminación estadística se observaría si, con el aumento de la experiencia, la disparidad salarial está menos determinada por esas variables fácilmente observables. La autora empleó los datos de la Encuesta continua de hogares (ECH) para el segundo trimestre de 2003, excluyendo a los trabajadores por cuenta propia, empleadores, trabajadores familiares sin remuneración y trabajadores domésticos, quedando básicamente con la muestra de empleados públicos y privados. De dicha comparación se concluye que sí existe evidencia de discriminación estadística en el sector privado, especialmente para las mujeres casadas o en unión libre, pero exceptuando al grupo de mujeres menores de treinta años. La hipótesis de la discriminación estadística se rechaza para los empleados públicos.

Bernat (2005) estudia las diferencias salariales por hora entre hombres y mujeres, utilizando los datos de la ECH de los años 2000 a 2004 en las siete principales ciudades del país y clasificando la población en asalariados (trabajadores del gobierno, domésticos y particulares) y no asalariados (empleadores y cuenta propia). Utilizando la descomposición de BO sobre las ecuaciones de Mincer, con corrección por sesgo de selección de Heckman, la autora encuentra una serie de resultados que varían de acuerdo con la submuestra empleada. En primer lugar, los retornos de la educación en el grupo de los asalariados es mayor en las mujeres que en los hombres (especialmente en Barranquilla, Bucaramanga y Manizales); no obstante, los retornos para ellos parecen aumentar con el tiempo, mientras que los de ellas disminuyen. En el caso de los no asalariados, los retornos para hombres y mujeres crecieron en el tiempo; aún así, existe una diferencia en favor de los hombres. Los asalariados, por su parte, muestran



una tendencia sostenida en los retornos de la experiencia que favorece a los hombres. Para los no asalariados los resultados demuestran que tanto hombres como mujeres reciben bajos retornos y que con el paso del tiempo los retornos por año de experiencia son menores.

Finalmente, de acuerdo con la autora, la descomposición de BO permite concluir que sí existe discriminación hacia las mujeres en el mercado laboral, pues el componente discriminatorio o residual es mayor al componente productivo (también conocido como efecto dotación). Esto evidencia, además, que tal fenómeno está más relacionado con la teoría de la discriminación estadística, según los planteamientos de Phelps (1972) y Arrow (1972), frente a la teoría de la discriminación de Becker (1971), basada en “gustos”.

Al profundizar en el análisis por ciudades, las diferencias por hora más bajas se observaron en Manizales, Bogotá y Medellín. Para el grupo de los no asalariados el comportamiento no es claro o muestra tendencias erráticas.

Fernández (2006) emplea la Encuesta de calidad de vida (ECV) durante los años 1997 y 2003, excluyendo los individuos empleados en los sectores agropecuario, electricidad, gas y agua, construcción y minería, además de las empleadas del servicio doméstico, pues en estas ramas la proporción de géneros era muy desbalanceada y no tendría, por tanto, representatividad. Una primera aproximación a partir de las estadísticas descriptivas muestra que no hay diferencias significativas en los salarios por hora promedio entre géneros. No obstante, al efectuar regresiones por cuantiles de ingreso, se encontraron diferenciales que varían de acuerdo con la distribución de los salarios. La autora realizó la descomposición para los percentiles 1, 25, 50, 75, 90 y 99. En los percentiles inferiores el diferencial es favorable para las mujeres y en los superiores ese diferencial se amplía, favoreciendo a los hombres, situación que evidencia la presencia del denominado “techo de cristal”<sup>1</sup>.

Utilizando los datos de la ENH, entre 1982 y 2000, para las áreas metropolitanas de Bogotá, Medellín, Cali, Bucaramanga, Barranquilla, Manizales y Pasto, Ángel-Urdinola y Wodon (2006) estimaron la brecha salarial por género<sup>2</sup>. Este objetivo se lleva a cabo por medio de la estimación de regresiones estándar de los salarios de la población, clasificada en cinco grupos de acuerdo con los años dedicados a la educación. El propósito de los autores fue evaluar el efecto que

<sup>1</sup> El concepto del “techo de cristal” (o *glass ceiling*) corresponde a aquellas dificultades que obstaculizan el avance de una persona calificada dentro de una jerarquía hacia un nivel de mayor autoridad, especialmente en sus lugares de trabajo, lo cual va ligado a que esas personas no alcanzan niveles de salario mayores.

<sup>2</sup> Los autores excluyen de la muestra los empleados por cuenta propia, los del servicio doméstico, los empleadores y los trabajadores familiares sin remuneración.

pudo tener sobre esta brecha la aparición de la Ley 50 de 1990, que otorgó una serie de beneficios adicionales a las mujeres. También estudiaron el impacto que un aumento en la brecha salarial por género tendría sobre la pobreza en Colombia durante la década de los noventa, cuando se observaron diferenciales salariales y tasas de pobreza altas; para ello utilizaron el ingreso per cápita de los hogares y el número de pobres para calcular la pobreza relativa.

Sus resultados mostraron que en el período de estudio la diferencia de los salarios entre hombres y mujeres aumentó durante la primera parte de la década de los noventa (especialmente en el grupo con mayor tiempo dedicado a la educación), y disminuyó después de la recesión. No obstante, de acuerdo con los autores, dicho aumento no estuvo relacionado con la aplicación de la Ley 50, pues el incremento en la brecha salarial aumentó en los trabajadores jóvenes o con poca experiencia laboral, así como en los viejos, siendo más pronunciada en este último grupo. Dado que la diferencia relativa entre los salarios de hombres y mujeres aumentó durante la década, era de esperarse que la brecha de pobreza también creciera, afectando especialmente aquellos hogares donde las mujeres tienen menores niveles de educación.

Tenjo *et al.* (2006), al estudiar la situación laboral de las mujeres en los últimos veinte años del siglo XX en seis países de Latinoamérica (Colombia, Uruguay, Argentina, Costa Rica, Honduras y Brasil), encontraron que los hombres y mujeres en edades intermedias participan en mayor proporción en el mercado laboral. No obstante, en el caso femenino esta situación ha provocado alzas en las tasas de desempleo<sup>3</sup>, especialmente en Brasil, donde la incapacidad de su mercado laboral para absorber la mano de obra femenina generó en 1998 una tasa de desempleo de este grupo del 18%.

Entre los asalariados (empleados y obreros) la tendencia de la brecha salarial mensual en la mayoría de los países es decreciente (a excepción de Brasil por el fenómeno mencionado). En Colombia, al igual que en Argentina y Honduras, el diferencial mensual se inclina en favor de las mujeres, excluyendo el servicio doméstico, esto debido a que los hombres trabajan en promedio más horas semanales. Al parecer la segregación laboral también contribuye a la existencia de diferenciales salariales, pues a pesar de que, “las mujeres tienden a concentrarse en los sectores o las ocupaciones donde los salarios promedio son más altos” (Tenjo *et al.*, 2006, p. 42), allí ellas reciben salarios por hora más bajos.

En detalle, los autores realizan regresiones y pruebas de Chow, en cuyos resultados los residuos son positivos y significativos, lo que demuestra que los ingresos para ambos sexos están siendo determinados por “mecanismos distintos”,

---

<sup>3</sup> Con excepción de Honduras, que posee la tasa de participación femenina más baja.

debido a que la diferencia de interceptos en las ecuaciones de hombres y mujeres es positiva. Con base en estos resultados los autores concluyen que su estudio mostró indicios de discriminación estadística, pues, según ellos, los estereotipos sobre las mujeres generan incertidumbre entre los empleadores, quienes deben apropiarse de otros mecanismos que les permitan conocer aproximadamente el nivel de productividad de sus empleados.

Utilizando una metodología alternativa a la descomposición de BO, Bernat (2009) emplea la ECH para construir curvas de discriminación para los años 2000, 2003 y 2006. Esta metodología permite estudiar la incidencia, la intensidad y la inequidad en la discriminación por género.

Los resultados del estudio de Bernat (2009) muestran que, aunque la curva de discriminación de 2003 y 2006 es superior a la de 2000, se puede apreciar una disminución en la intensidad de la discriminación, pues la curva del año 2006 es menor a la de 2003. En cuanto a la incidencia, es decir, a la cantidad de mujeres discriminadas, los datos muestran una caída en 2003 y una fuerte alza en 2006. Este fenómeno, que parece contradecir los resultados de la intensidad, se debe al alto grado de desigualdad que existe dentro de la información correspondiente a cada año. Al analizar algunas características del mercado laboral, la autora encontró evidencia del denominado “techo de cristal”, pues, “son las mujeres universitarias, en ocupaciones profesionales y técnicas, con más de 7 años de experiencia, en los sectores servicios, comercio, restaurante, hoteles y manufactura, aquellas a quienes más aquejan las diferencias salariales con respecto a los hombres” (Bernat, 2009, p. 28).

Del análisis por ciudades se encuentra que no existe un patrón claro de discriminación; la explicación se encuentra en que en el año 2000 Pasto ocupa el primer lugar con el mayor grado de discriminación, mientras que en 2006 ocupa el octavo lugar; en este último año Bogotá ocupa la primera posición. Cartagena y Montería se destacan porque reducen ampliamente su grado de discriminación.

Posteriormente, Tenjo y Herrera (2009) estudiaron la discriminación por género y etnia<sup>4</sup>. Los autores aplicaron la metodología de BO a los datos de la ECV del año 2003, teniendo en cuenta sólo a los trabajadores asalariados que laboraron más de 35 horas a la semana y excluyendo a los empleadores e independientes. De acuerdo con los autores, en una primera aproximación se podría concluir que existe discriminación salarial hacia el género femenino, pues un análisis descriptivo de los datos muestra que, a pesar de que las mujeres se emplean en rangos ocupacionales altos, dentro de cada labor reciben un salario mensual promedio menor al de los hombres.

---

<sup>4</sup> En el análisis étnico los autores clasificaron la población como *afrodescendientes* y *no afrodescendientes*.

De la descomposición de BO los autores concluyen que un alto porcentaje de las diferencias entre los salarios de hombres y mujeres no se debe a las disparidades en capital humano; por tanto, según los autores, se puede suponer que se trata de discriminación, pues las mujeres, en promedio, poseen niveles de capital humano mayores que los hombres. Esto indica que si sus ingresos laborales mensuales dependieran sólo de ese factor, los salarios de las mujeres deberían ser más altos.

Un estudio similar al de Ángel-Urdinola y Wodon (2006) fue realizado por Badel y Peña (2009), quienes utilizaron los datos de la ENH de las siete principales ciudades para los meses de junio de 1986 y 1996, y la ECH en el año 2006, teniendo en cuenta sólo personas entre los 25 y 55 años de edad, que devengaran más de USD1 por día y que trabajaran entre 16 y 84 horas a la semana. Al analizar la muestra encontraron que las mujeres tenían, en promedio, un mayor nivel de educación que los hombres; por ende, se esperaría que tuvieran mayores retornos salariales. Sin embargo, lo que observaron es que los diferenciales en los niveles intermedios tienden a cero, y se inclinan en favor de los hombres tanto en los cuantiles más bajos como en los más altos. Para los autores este último elemento es evidencia de la presencia del denominado “techo de cristal”, es decir, una barrera invisible que no permite a las mujeres llegar a ocupar cargos en altos niveles de responsabilidad, donde la asignación salarial es mayor que para los cargos de nivel medio.

Al usar la metodología de Machado-Mata para la descomposición de BO, que utiliza regresiones por cuantiles y que diferencia dos tipos de componentes en la brecha salarial: precio y composición, los autores concluyeron que la brecha salarial por género estaba subestimada, dado que la mayoría de las mujeres que participan en el mercado laboral están altamente capacitadas (efecto composición positivo), por lo que deberían tener facilidades en el acceso a mejores posiciones laborales e ingresos; no obstante, en la serie de datos se observa una brecha salarial constante.

Algo que es importante rescatar de este estudio, y que sirve de referencia para otros trabajos, es que los diferenciales para los niveles medios de ingreso tienden a ser muy bajos, por lo cual cálculos basados solamente en promedios van a mostrar resultados que subestiman la diferencia de salarios entre géneros. Igualmente, analizar el mercado laboral nacional como un promedio de las ciudades o regiones, sin hacer referencia a las posibles diferencias por regiones, también puede dar una idea un poco sesgada de lo que constituyen las disparidades por género, en la medida en que éstos pueden cambiar de acuerdo con el área metropolitana donde se ubiquen los individuos. Esto es especialmente crítico en un país como Colombia, que ha sido caracterizado frecuentemente como un “país de regiones”.

Sobre este último punto hay un avance en Hoyos *et al.* (2010), quienes usando las encuestas de hogares del DANE analizan las diferencias salariales en tres subperíodos 1994-1998, 2000-2001 y 2002-2006, mostrando resultados para las ciudades principales del país. En el primer lapso, la brecha salarial por hora entre géneros es mayor que en los dos siguientes, pero gran parte de esta brecha no es explicada por las características sociodemográficas de los individuos. La brecha salarial de género, al igual que en otros estudios, muestra una figura de U, es decir, en los niveles de ingresos altos y bajos la diferencia es mayor que en los medios. Esto último es, según los autores, consecuencia del efecto igualador de ingresos que tiene el salario mínimo, pues hacia la mitad de la distribución los salarios están cercanos al mínimo. Del estudio se pueden identificar los perfiles de trabajadores que poseen diferencias de salarios altos de acuerdo con el género. Estos perfiles se componen de aquellos trabajadores con bajos niveles de educación que laboran tiempo parcial en el sector primario, servicios de entretenimiento o del hogar, en ocupaciones como obreros, empleados domésticos, informales y de pequeñas empresas. Ello les permitió reconocer dos distintivos que pueden caracterizar este grupo, como son la baja productividad y la vinculación a trabajos precarios, sin todos los beneficios que otorga la ley. Por ciudades, encontraron que la mayoría de ellas poseen diferencias similares entre los salarios de hombres y mujeres; sólo en Medellín, Bucaramanga y Pereira el modelo mostró disparidades estadísticamente significativas.

## II. MARCO METODOLÓGICO

Empíricamente, la existencia de diferencias salariales por género puede tener orígenes en distintos elementos del mercado laboral. En primer lugar, puede haber disparidades en el capital humano de los individuos, que expliquen las brechas salariales por género. La mayor experiencia laboral es también un factor que puede afectar directamente los salarios y expandir las brechas entre grupos de individuos. La calidad de la educación y las habilidades obtenidas mediante la experiencia laboral se pueden traducir, de igual manera, en mayor productividad de los individuos, por lo cual también pueden generar diferencias salariales. Otras pueden estar explicadas por la segregación ocupacional que de alguna manera lleva a que un grupo se concentre en ocupaciones mejor pagadas que otras (Barón y Cobb-Clark, 2010). La posibilidad de que los ascensos no sean homogéneamente distribuidos entre los diferentes grupos, en este caso entre géneros, hace que un grupo pueda acceder a éstos y otro no, con lo cual se configura lo que se ha llamado en la literatura el efecto “techo de cristal”. De los anteriores elementos que pueden ser la fuente de explicación de las brechas

salariales, la literatura empírica se ha concentrado en descomponer los efectos que pueden ser fácilmente observables, de los que no se observan, para concluir frente a la existencia y al grado de discriminación.

No obstante lo anterior, hablar de discriminación en este contexto es bastante debatible por cuanto las estimaciones llevadas a cabo para la identificación de los componentes de la brecha salarial, tienen problemas de omisión de variables que pueden explicar las diferencias salariales. En este sentido, se menciona que el componente de disparidades en las remuneraciones tiende a sobreestimar el grado de discriminación al incluir no sólo el efecto remuneración sino también los diferenciales que pueden tener origen en los atributos omitidos (Yun, 2009).

### A. LA DESCOMPOSICIÓN DE BLINDER-OAXACA (BO)

De acuerdo con lo expuesto hasta ahora, es claro que la técnica más empleada para medir el diferencial salarial por género es la descomposición de Blinder-Oaxaca (BO). El procedimiento consiste en evaluar la diferencia salarial en un determinado período y descomponerla en una parte que es atribuida a las diferencias en la productividad de los atributos observables del individuo y otra porción que es regularmente atribuida a características no observables, dentro de las cuales se incluye la discriminación.

La existencia de discriminación estaría asociada con diferencias en las remuneraciones a los atributos no observados (Blinder, 1973; Oaxaca, 1973). El paso inicial consiste en formular una ecuación tipo Mincer para el logaritmo natural de los salarios de los hombres y las mujeres:

$$\ln w_i = X_i\beta_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

La matriz  $X$  contiene las variables que afectan la productividad de los trabajadores y, por ende, sus salarios. El vector  $\varepsilon$  es un término de error aleatorio que se asume normalmente distribuido con media cero y varianza  $\sigma^2$ . El diferencial salarial se obtiene descomponiendo el logaritmo natural de los salarios por hora ( $w$ ) para los hombres ( $i = m$ ) y las mujeres ( $i = f$ ) estimando una ecuación tipo Mincer para cada grupo y restando uno del otro:

$$(\ln w_m - \ln w_f) = (X_m\beta_m + X_f\beta_f) + (\varepsilon_m - \varepsilon_f) \quad (2)$$

Si se construye un término contrafactual que indique cuál es el salario que obtendrían las mujeres si tuvieran las remuneraciones de los hombres  $X_f\beta_m$ , y se suma y resta al lado derecho de la ecuación (2), se obtendría el diferencial de

salarios atribuido a los diferenciales de características,  $(X_m - X_f)\beta_m$ , y el diferencial de salarios atribuido a las distintas remuneraciones para cada género,  $X_f(\beta_m - \beta_f)$ :

$$(\ln w_m - \ln w_f) = (X_m - X_f)\beta_m + X_f(\beta_m - \beta_f) + (\varepsilon_m - \varepsilon_f) \quad (3)$$

En la ecuación 3 el primer término se denomina “efecto dotación”, y el segundo es el “efecto remuneración”. El último término tiende a ser cero, pues al evaluar la ecuación (3) en la media de la distribución del logaritmo del salario, la combinación lineal de los términos de error se hace cero.

Adicionalmente, es importante considerar que los resultados de este tipo de regresión están sesgados debido a que no incluyen el ajuste por sesgo de selección, pues no todos los individuos que participan en el mercado laboral exhiben salarios positivos (Heckman, 1979). Por esa razón se incluye la probabilidad de emplearse, teniendo en cuenta un sistema de ecuaciones donde:

$$\begin{aligned} \ln w_i &= X_i\beta_i + \varepsilon_i \\ P_i^* &= Z_i\theta + u_i \end{aligned} \quad (4)$$

Este sistema de ecuaciones puede ser reformulado de tal forma que se incluya el término de corrección por sesgo de selección ( $\hat{\lambda}_i$ ), que se obtiene como  $\hat{\lambda}_i = \phi(Z\hat{\theta})/\Phi(Z\hat{\theta})$ , siendo el numerador y el denominador la normal estándar y la normal acumulada, respectivamente (Heckman, 1979). El término  $\hat{\lambda}_i$  se conoce como el inverso de Mills.

La ecuación (4) se reformula para incluir el inverso de Mills como sigue:

$$\ln w_i = X_i\beta_i + \theta\hat{\lambda}_i + \varepsilon_i \quad (5)$$

La descomposición de BO tendría dos nuevos elementos  $\hat{\theta}_m(\lambda_m - \lambda_f)$  y  $\lambda_f(\hat{\theta}_m - \hat{\theta}_f)$ :

$$\begin{aligned} (\ln w_m - \ln w_f) &= (X_m - X_f)\beta_m + X_f(\beta_m - \beta_f) \\ &+ \hat{\theta}_m(\lambda_m - \lambda_f) + \lambda_f(\hat{\theta}_m - \hat{\theta}_f) + (\varepsilon_m - \varepsilon_f) \end{aligned} \quad (6)$$

La pregunta que se formulan Neuman y Oaxaca (2004) es en dónde se deben distribuir estos componentes: si en el efecto dotación o en el de remuneración. Para este interrogante no existe un consenso o un marco teórico que sugiera si la selectividad afecta uno o todos los componentes. De hecho, los autores discuten cómo los nuevos términos en la ecuación (6) pueden, a su vez, ser distribuidos simultáneamente entre los dos efectos. Sin embargo, la nueva descomposición a partir de esta última propuesta tiene implícitos juicios de valor en relación con lo que constituyen las inequidades de género: si éstas

están manifiestas en la participación, si lo están en las diferentes remuneraciones o si hay inequidades en la dotación de atributos que afectan la productividad (Neuman y Oaxaca, 2004: 6).

Una alternativa que se ha empleado previamente es la de Duncan y Leigh (1980) y Reimers (1983). En sus aproximaciones al problema estos autores proponen que la descomposición de BO tendría en cuenta este elemento y, de esta manera, la ecuación (3) tendría un componente de selectividad de tal forma que el diferencial de salarios se corrige por ese componente, calculando:

$$\begin{aligned}
 (\ln w_m - \ln w_f) - (\hat{\theta}_m \lambda_m - \hat{\theta}_f \lambda_f) &= (X_m - X_f) \beta_m \\
 + X_f (\beta_m - \beta_f) + (\varepsilon_m - \varepsilon_f) &
 \end{aligned}
 \tag{7}$$

Neuman y Oaxaca (2004) explican que este tipo de descomposición no constituye una estimación del diferencial observado de salarios, sino el diferencial después de corregir por selectividad, el cual no es comparable con el obtenido por las estimaciones simples tipo Mincer. En estas últimas los diferenciales evaluados en el promedio de las variables independientes son iguales al diferencial del promedio de la variable dependiente. Esta condición no se cumple en la ecuación (7).

## **B. AMPLIACIONES AL MÉTODO BO POR MEDIO DE REGRESIONES POR CUANTILES**

Para dar una perspectiva más amplia de las brechas salariales por género es crucial ir más allá de los resultados obtenidos por mínimos cuadrados ordinarios (MCO), que se limitan a considerar los comportamientos promedio de los salarios. Una ampliación que posibilita este objetivo es el que se lleva a cabo empleando la regresión por cuantiles (Koenker y Bassett, 1978). Este método permite superar algunas de las limitaciones de las estimaciones por MCO en tanto que se pueden investigar diferentes distribuciones condicionales, en lugar de enfocarse sólo en la media condicional. Podría decirse que las estimaciones por MCO son un caso especial de la estimación por cuantiles, pues esta regresión daría aproximadamente los resultados de la regresión por cuantiles evaluados en el percentil 50.

El método de la regresión por cuantiles ha sido utilizado en diferentes aplicaciones que incluyen la determinación de salarios, el tamaño de las firmas, los precios de las viviendas, las desigualdades de ingresos, entre otros.

La descomposición por cuantiles permite explorar la posible heterogeneidad en la distribución de los salarios que no es capturada por las variables explicativas en las ecuaciones tipo Mincer. Para el caso que nos ocupa, dadas las



profundas diferencias existentes en los salarios por regiones (Galvis, 2010), y si la distribución de salarios no sigue una distribución normal, la estimación por MCO no resultaría óptima.

Formalmente, el método de la regresión por cuantiles divide la población en  $n$  partes, tantas como el número de cuantiles que se vayan a estudiar, y entrega resultados que muestran la relación entre la variable dependiente y las variables independientes dentro de cada cuantil.

Siguiendo a Koenker y Bassett (1978), si se asume que  $w_t$  ( $t = 1, \dots, T$ ) es una variable aleatoria  $W$  con una función de distribución  $F$ , entonces el  $\beta$  del cuantil  $\theta$ -ésimo, con  $0 < \theta < 1$ , puede ser definido como la solución a la minimización de la suma ponderada del valor absoluto de los residuales de la ecuación de regresión, como sigue:

$$\beta(\theta) = \arg \min_{\beta \in R^k} \frac{1}{T} \left[ \sum_{t \in \{t: w_t \geq x_t \beta\}} \theta |w_t - x_t \beta| + \sum_{t \in \{t: w_t < x_t \beta\}} (1 - \theta) |w_t - x_t \beta| \right] \quad (8)$$

La ecuación (8) también puede ser vista de manera compacta como:

$$\min_{\beta \in R^k} \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \rho_{\theta}(w_t - X_t \beta) \quad (9)$$

En donde, si el término de error se denota como  $\varepsilon$ , entonces:

$$\rho_{\theta}(\varepsilon) = \begin{cases} \theta \varepsilon & \text{si } \varepsilon \geq 0 \\ (1 - \theta) \varepsilon & \text{si } \varepsilon < 0 \end{cases} \quad (10)$$

En nuestro ejemplo, se supone que  $w_t$  representa el salario por hora de cada individuo y la matriz  $X$  es el conjunto de atributos que determinan dichos salarios. Este modelo permite especificar el cuantil  $\theta$ -ésimo de la distribución condicional de los salarios  $w_t$ , dadas las variables independientes o atributos individuales que se recogen en  $x_t$ , de tal manera que:

$$Q_{w_t}(\theta|x) = x_t \beta(\theta) \quad (11)$$

donde  $Q_{w_t}(\theta|x)$  es la función cuantil y  $\beta(\theta)$  es un vector desconocido de parámetros que pueden estimarse para diferentes valores de  $\theta$  en el rango  $(0,1)$  o en cada percentil de la distribución. El modelo asume que el cuantil  $\theta$ -ésimo es lineal en  $x_t$ . De esta manera, la regresión por cuantiles entrega, por ejemplo, los retornos al capital humano para cada percentil de la distribución de salarios. Ello permite evaluar cambios en la forma de la funcionalidad para los niveles bajos de ingresos en relación con los medios y los altos.

Machado y Mata (2005) emplean este marco de estimación para ampliar el análisis de la descomposición de la brecha salarial siguiendo la línea de BO. En esta alternativa en cada uno de los cuantiles de la distribución de los salarios se podrá evaluar cuál es la brecha salarial, y en ésta, cuál es el aporte de los efectos dotación y remuneración.

La extensión de la descomposición de BO al marco de las regresiones por cuantiles no es tan simple. Descomponer la brecha salarial tomando las submuestras para distintos puntos de la distribución y aplicar la descomposición de BO puede dar resultados sesgados. Esto porque la descomposición de BO se fundamenta en la propiedad de la estimación por MCO de que la media de los salarios, condicional al promedio de los atributos de los individuos, es igual a la media no condicional de los salarios<sup>5</sup>. Esta propiedad no se cumple en la regresión por cuantiles.

La propuesta de Machado y Mata (2005) tiene en cuenta esta limitación y parte de estimar  $Q_\theta(\ln w_i | X_i)$  Donde  $\ln w_i$  es el logaritmo de los salarios para un individuo  $i$ , para el cual  $X$  denota el conjunto de atributos que determinan dichos salarios. El parámetro  $\theta$  es la fracción de individuos que yacen por debajo del nivel de salarios del individuo  $i$ .

La regresión por cuantiles para cada uno de los géneros vendría dada por las expresiones:

$$Q_\theta(\ln w_m) = Q_\theta(X'_m \beta(\theta)_m) + \mu_m, \text{ en el caso de los hombres.}$$

$$Q_\theta(\ln w_f) = Q_\theta(X'_f \beta(\theta)_f) + \mu_f, \text{ en el caso de las mujeres.}$$

La descomposición de la brecha salarial se plantea, entonces, de la siguiente manera:

$$\begin{aligned} [Q_\theta(\ln w_m) - Q_\theta(\ln w_f)] &= [Q_\theta(X'_m \beta(\theta)_m) - Q_\theta(X'_f \beta(\theta)_m)] + \\ &[Q_\theta(X'_f \beta(\theta)_m) - Q_\theta(X'_f \beta(\theta)_f)] + v \end{aligned} \quad (12)$$

En esta última ecuación el primer término de la derecha corresponde al *efecto dotación*. Éste denota la contribución de las diferencias en la distribución de dotaciones existente entre hombres ( $m$ ) y mujeres ( $f$ ) evaluadas en el cuantil  $\theta$  de la distribución. El segundo término calcula el valor contrafactual de la

<sup>5</sup> Por ello, en la descomposición se calcula el valor contrafactual de los salarios que devengaría una mujer si tuviese el promedio de las dotaciones de los hombres.

brecha salarial existente si se tienen las dotaciones de las mujeres, pero se remuneran con los retornos promedio observados por los hombres, con lo cual este término se refiere al denominado *efecto remuneración*. El término  $\nu$  corresponde al diferencial de los términos de error, que para efectos prácticos es cero.

La implementación del método de Machado y Mata se lleva a cabo simulando la distribución contrafactual de los salarios,  $Q_{\theta}(X_f' \beta(\theta)_m)$ , a partir de:

Simular  $R$  realizaciones de los cuantiles  $q$  originados en una distribución uniforme  $U(0,1)$ .

Estimar  $R$  coeficientes de la regresión por cuantiles  $q$  simulados previamente empleando los datos de la muestra de hombres. Esto nos daría las tasas de retorno de los atributos o dotaciones en diferentes puntos de la distribución condicional de los salarios de los hombres.

Muestrear aleatoriamente y con reemplazo un conjunto de atributos de la matriz  $X$  pertenecientes a una muestra de  $R$  mujeres.

Construir una realización de la distribución contrafactual obtenida de multiplicar los atributos seleccionados en iii), por los retornos de dichos atributos estimados en ii). Esta simulación corresponde, en consecuencia, a la distribución de salarios que se observaría si los individuos tuviesen los atributos  $X$  de las mujeres ( $X_f$ ), pero fuesen remunerados con los retornos obtenidos por los hombres ( $\beta_m$ ).

Generar una distribución de las realizaciones obtenidas en iv) repitiendo los anteriores pasos un número  $\kappa$  de veces para obtener intervalos de confianza para los efectos dotación y remuneración.

La distribución acumulada empírica para los otros componentes de la ecuación 11 puede hallarse estimando la regresión por cuantiles para hombres y mujeres, por separado, básicamente siguiendo los pasos i) a v), utilizando atributos y sus respectivos retornos para cada uno de los géneros para obtener la distribución para mujeres  $Q_{\theta}(X_f' \beta(\theta)_f)$  y la distribución para hombres  $Q_{\theta}(X_m' \beta(\theta)_m)$ .

Según el tamaño de la muestra de observaciones, este proceso puede demandar muchos recursos tanto computacionales como temporales para generar las distribuciones de salarios y llevar a cabo la descomposición. Una alternativa para conseguir el objetivo de la metodología de Machado y Mata, sobreponiéndose a las limitaciones mencionadas, consiste en llevar a cabo los pasos ii) a iv) para un conjunto de cuantiles, por ejemplo,  $q = 0,01, 0,02, \dots$ , hasta agotar la distribución de cuantiles. El paso iii) se lleva a cabo también para todo el conjunto de atributos dados por la matriz  $X$ .

Esta alternativa se ha empleado en el estudio de brechas salariales para trabajadores sindicalizados (Albrecht *et al.*, 2009) y también por raza, y los resultados son idénticos a los entregados por el método de Machado y Mata (Melly, 2005). De

hecho, lo obtenido por medio de tal procedimiento es numéricamente idéntico en la medida en que las repeticiones en el muestreo tiendan a infinito (Melly, 2007).

### III. LOS DATOS

De la revisión de la literatura presentada se pueden rescatar algunos elementos para definir la muestra por utilizar en el estudio. En algunos artículos se encontró que los individuos que trabajan tiempo parcial tienen características y remuneraciones distintas a los que lo hacen tiempo completo, incluso al normalizar por las horas trabajadas. En este sentido se muestra que, por ejemplo, las mujeres tienden a estar concentradas más en los de tiempo parcial y los hombres en los de tiempo completo. Para evitar esta fuente de variación en los salarios se emplean trabajadores de tiempo completo. Así mismo, el análisis se centra en el grupo de trabajadores entre 25 y 55 años, edades en las cuales es más factible que los empleados se encuentren ocupados en actividades formales de tiempo completo.

Los empleados por cuenta propia son también excluidos por cuanto éstos no devengan un salario propiamente dicho sino que su “salario” lo constituyen los ingresos obtenidos por la actividad económica en la que se ocupen y aquello dependerá principalmente de las horas trabajadas y del tipo de actividad. De esta manera tiene poco sentido hablar de diferencias salariales, y más aún de discriminación laboral, en un mercado donde no se fijan los salarios por parte de un empleador. Igual sucede con los patronos o empleadores para quienes los salarios no se fijan por un agente o una institución. Estudiar prácticas discriminatorias en este grupo tampoco tiene mucho sentido.

Dadas las anteriores consideraciones, los datos por emplear para efectuar los cálculos de la descomposición salarial fueron tomados de la Gran encuesta integrada de hogares (GEIH) para todos los meses del último año disponible (que corresponde a 2009). Dado que los datos hacen referencia al mercado urbano, se trabajaron las trece principales ciudades para maximizar la cobertura geográfica y evaluar la existencia de patrones regionales en el diferencial salarial por género.

Para mantener la representatividad de los individuos, los factores de expansión se reescalaron dividiéndolos por doce, puesto que se emplearon los doce meses de la GEIH.

Los empleados del servicio doméstico y los jornaleros se tomaron como un sólo sector en las estimaciones. El primero tiene la particularidad de que la mayoría de las observaciones corresponden a mujeres y el segundo es todo lo contrario; sin embargo, comparten la característica de que son trabajos de baja remuneración y con trabajadores con poca calificación.

Debido a que en la distribución de salarios por hora existen varias observaciones que parecieran ser datos atípicos, se optó por limitar el análisis a la información que describiera una mejor distribución, básicamente eliminando las observaciones que están por fuera del intervalo dado por tres desviaciones estándar respecto a la media. En términos relativos dichas observaciones representan en la cola inferior de la distribución 0,3% de las observaciones y en la cola superior 0,5%. En este sentido, la pérdida de información no es tan significativa si se considera que la muestra utilizada de la GEIH tiene cerca de 52.000 observaciones que representan en la muestra ampliada 3,9 millones de registros (véase el cuadro de estadísticas descriptivas en el Anexo 1).

#### IV. DESCOMPOSICIÓN DEL DIFERENCIAL SALARIAL AL ESTILO BLINDER-OAXACA

Evaluando las medias simples de los salarios, se encuentra que en 2009 los hombres ganaban en promedio 14% más que las mujeres en el total de las trece principales ciudades. No obstante, las mujeres trabajan en promedio menos horas que los hombres y por ello la brecha salarial por hora es apenas del 9% en promedio (Cuadro 1)<sup>6</sup>.

**CUADRO 1. SALARIOS Y HORAS TRABAJADAS PROMEDIO POR HOMBRES Y MUJERES, 2009**

	MUJERES	HOMBRES	TOTAL
Ingreso laboral	883.100	1.031.783	964.139
Horas trabajadas semanalmente	51	54,6	53
Salario real por hora	4.242	4.671	4.476
Log salario real por hora	7,9	8	8
Años de educación promedio	11,3	10,6	10,9

Nota: salarios a precios de diciembre de 2008. Los cálculos se realizan en las trece principales ciudades para asalariados entre 25 y 55 años, que laboran por lo menos 40 horas a la semana.

Fuente: cálculos del autor con base en DANE (GEIH).

En el Cuadro 2 se presentan los resultados de la descomposición de la brecha salarial por género de acuerdo con la metodología de BO. Se comparan los resultados de la estimación de un modelo tipo Mincer simple (ecuaciones 1 a 3) y los obtenidos al incluir la corrección por sesgo de selección (ecuaciones 6 y 7).

<sup>6</sup> El logaritmo de la diferencia de salarios es del 10%, que corresponde a la brecha salarial estimada con las ecuaciones de BO

**CUADRO 2. DESCOMPOSICIÓN DEL DIFERENCIAL SALARIAL EN 2009 DE ACUERDO CON LA METODOLOGÍA DE BO PARA LAS TRECE PRINCIPALES CIUDADES**

ESPECIFICACIÓN	DIFERENCIAL TOTAL	EFFECTO DOTACIÓN	EFFECTO REMUNERACIÓN	RESIDUAL
	$(\ln w_m - \ln w_f)$	$(X_m - X_f)\beta_m$	$X_f(\beta_m - \beta_f)$	$(\varepsilon_m - \varepsilon_f)$
MODELO MINCERIANO SIMPLE				
1	10	-8,5	17	1,4
2	10	-8,4	17	1,5
3	10	-7,9	16,2	1,6
CON CORRECCIÓN POR SESGO DE SELECCIÓN				
1	-21	-6,3	-14,3	-0,4
2	24,4	-8,8	31,2	2
3	24,5	-8,2	30,4	2,2

Nota: se incluyen todos los asalariados entre 25 y 55 años, que laboran por lo menos 40 horas a la semana. Las variables explicativas empleadas en cada modelo cambian de acuerdo con:

Especificación 1: educación, edad, efectos fijos por ciudad y trimestre.

Especificación 2: educación, edad, edad2, efectos fijos por ciudad y trimestre.

Especificación 3: educación, edad, edad2, efectos fijos por ciudad, trimestre y sector económico.

Fuente: cálculos del autor con base en DANE (GEIH).

También, en el Cuadro 2 se muestran tres tipos de especificaciones del modelo por estimar para cada uno de los géneros. En la primera especificación se incluyen la educación, la edad y variables *dummy* que identifican la ciudad y el trimestre. Dado que la edad está relacionada con la experiencia laboral, y se espera que los retornos de esa experiencia sean decrecientes, también se incluye, en la segunda especificación, el cuadrado de la edad para capturar ese posible efecto no lineal en los retornos de la experiencia. Finalmente la tercera especificación adiciona a las anteriores variables controles por el sector económico donde labora el individuo, pues este control es importante, dado que al analizar los promedios de salarios en el sector minero o la industria, se encontraron diferencias significativas frente al sector agrícola o de servicios.

Los once sectores económicos que emplea la GEIH se agregaron en primario, industria y servicios. Esto obedece, en principio, a la búsqueda de simplificación en las estimaciones. Adicionalmente, la simplificación surge también como una estrategia para que, al estimar los modelos y efectuar la descomposición, no se encuentren casos como el del sector de explotación de minas y canteras, para el cual sólo hay muy pocas observaciones en la muestra para algunas ciudades. Esta situación es problemática por cuanto da origen a una variable que está en su mayoría compuesta por ceros y tiene muy poca variabilidad. Fernández (2006) opta por eliminar las observaciones que corresponden a dichos sectores.

Al calcular el diferencial salarial para el mercado laboral urbano de Colombia, se encuentra que en promedio los hombres ganan 10% más que las mujeres<sup>7</sup>. De acuerdo con la descomposición del diferencial según la metodología de BO, el componente de dotación es de aproximadamente -8%, lo cual indica que en promedio el diferencial de dotaciones favorece a las mujeres. Esto es, en términos de los atributos que mejoran la productividad, como el capital humano y la experiencia laboral, en promedio están mejor preparadas las mujeres que los hombres.

Este último resultado no sorprende en tanto que estudios previos han señalado que las mujeres tienen en promedio más años de educación que los hombres, independientemente de si trabajan en el sector privado o público, si son casadas, jefas de hogar, entre otras características (véase, por ejemplo, Abadía, 2005). Estadísticas recientes también señalan que entre 2001 y 2008 el 55% de los graduados de educación superior fueron mujeres (Observatorio Laboral para la Educación, 2010).

Ahora bien, el componente de remuneración que indica cuál sería el diferencial salarial si las dotaciones fueran las mismas para hombres y mujeres, está cerca al 17%. Esto nos indica que el componente de remuneración es bastante alto en relación con el diferencial total, razón por la cual el componente de dotación es sobrecompensado y el diferencial de salarios existente beneficia a los hombres.

Dado que los coeficientes de esta regresión pueden ser sesgados por cuanto no corrigen por la selectividad, al incluir sólo a las personas que trabajan en el mercado laboral, se calcularon los mismos diferenciales considerando la corrección sugerida por Heckman (1979) de acuerdo con la formulación presentada en la ecuación (7). La ecuación de selección utiliza el número de niños menores de seis años en el hogar para identificar la ecuación de selección<sup>8</sup>. Cuando se efectúa el ajuste por sesgo de selección los resultados se muestran más críticos, pues el diferencial total de salarios alcanza entre un 24%, de acuerdo con las especificaciones 2 y 3, y aunque el efecto dotación continúa siendo negativo, el efecto remuneración es al menos 30%. En la especificación 1 el diferencial total es negativo, sugiriendo que las mujeres son discriminadas positivamente.

De acuerdo con las formulaciones 2 y 3, y puesto que el efecto remuneración refleja el diferencial de salarios que debería presentarse, en el caso de que las dotaciones de atributos observables fueran las mismas, habría una inclinación hacia

<sup>7</sup> Esta cifra, que corresponde al logaritmo, es de la diferencia de salarios entre hombres y mujeres.

<sup>8</sup> El número de niños menores a seis años se supone que está relacionado con la decisión de participación pero no con el salario, tal como se emplea en Heckman (1974).

concluir que existe un alto grado de discriminación en contra de las mujeres. Sin embargo, nótese que el efecto remuneración no es solamente resultado de las disparidades por atributos observables, sino que puede incluir también los diferenciales existentes por los no observables (como las habilidades, la inteligencia del individuo, entre otros). Así pues, no se puede concluir que el diferencial de salarios es producto de discriminación en contra de la mujer. Además hay que aclarar que estos cálculos corresponden a los diferenciales corregidos por selectividad, mas no a los diferenciales salariales observados (Neuman y Oaxaca, 2004).

En las diferentes especificaciones del modelo para efectuar la descomposición, se encontraron resultados poco robustos cuando se incluye la corrección por sesgo de selección. Esto es evidente en el Cuadro 2, donde los diferenciales cambian de signo según la especificación adoptada cuando se incluye la corrección por selectividad. Los resultados son más variables cuando se desagregan los cálculos según ciudad (Cuadro 3).

**CUADRO 3. DESCOMPOSICIÓN DEL DIFERENCIAL SALARIAL PROMEDIO DE HOMBRES Y MUJERES**

CIUDAD	SIN CORRECCIÓN POR SESGO DE SELECCIÓN				CON CORRECCIÓN POR SESGO DE SELECCIÓN			
	DIFERENCIAL	DOTACIÓN	REMUNERACIÓN	RESIDUAL	DIFERENCIAL	DOTACIÓN	REMUNERACIÓN	RESIDUAL
Barranquilla	19,02	-3,17	23,26	-1,08	41,77	-3,2	46,17	-1,2
Bucaramanga	18,26	-5,72	23,27	0,7	31,56	-5,88	37,13	0,31
Bogotá	5,6	-7,8	12,31	1,08	33,45	-8,47	40,1	1,83
Cali	9,97	-8,95	15,44	3,48	40,43	-10,22	45,99	4,67
Manizales	5,27	-11,75	14,32	2,7	20,77	-12,76	29,49	4,04
Medellín	16,63	-0,62	17,08	0,17	31,5	-0,77	31,58	0,68
Pasto	21,66	-5,02	28,34	-1,66	51,4	-5,18	59,01	-2,42
Cartagena	44,87	9,17	37,95	-2,25	-69,11	5,88	-75,94	0,94
Montería	38,68	9,59	34,93	-5,85	37,04	9,59	33,27	-5,82
Villavicencio	14,68	-2,44	17,82	-0,71	34,49	-2,58	36,57	0,5
Cúcuta	21,97	-11,84	31,18	2,63	47,29	-13,09	56,32	4,07
Pereira	3,29	-7,12	10,11	0,3	27,95	-8,45	34,54	1,86
Ibagué	10,74	-12,58	18,54	4,78	19,09	-12,76	26,89	4,96

Nota: los cálculos corresponden a la especificación 3: educación, edad, edad2, efectos fijos por ciudad, trimestre y sector económico. Las especificaciones alternativas se muestran en el Anexo 2.  
Fuente: cálculos del autor con base en DANE (GEIH).

Ya en estudios previos se hacía mención a los cambios contradictorios que muestran los resultados de los diferenciales salariales al corregir por selectividad. Tal es el caso de los no asalariados para las siete principales ciudades en donde “[...] el comportamiento del componente discriminatorio es más errático que en el caso de los asalariados” (Bernat, 2005, p. 93).



En vista de que uno de los interrogantes que motiva el presente trabajo se relaciona con los patrones regionales de diferenciales por género, los cálculos se efectuaron también por ciudades. Para ello se tomaron las trece principales áreas metropolitanas de la GEIH de 2009 (Cuadro 3).

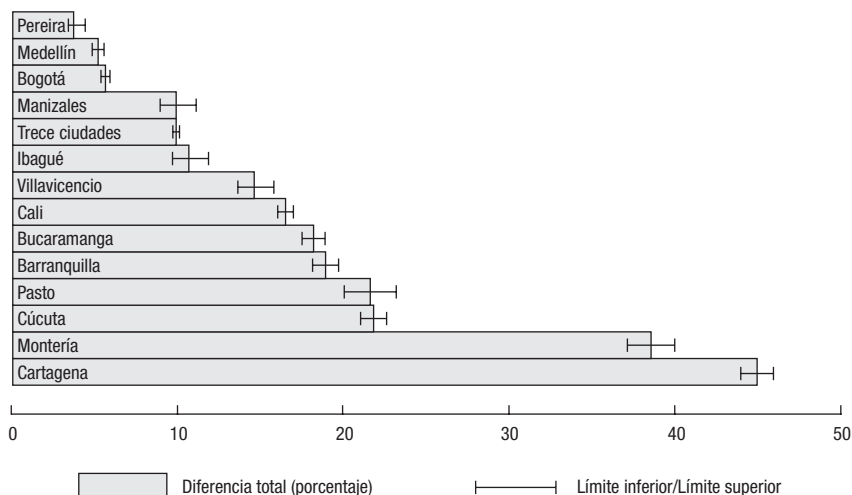
Según se observa en la descomposición, cuando se incluye la corrección por sesgo de selección, los resultados cambian de signo y, sobre todo de magnitud, de una manera inexplicable. Por ejemplo, los resultados para Cartagena indican que el diferencial salarial es cercano al 70% en favor de las mujeres, y que en Bogotá al menos hay un diferencial del 33% en favor de los hombres, lo cual no es coherente con resultados previos, tales como los presentados por Romero (2007) y Bernat (2005).

Observando los salarios de Cartagena se encuentra que el diferencial salarial favorece a los hombres si se aprecian los cálculos sin corrección por selectividad. Sin embargo, cuando se tiene en cuenta el sesgo de selección, el diferencial es negativo, lo cual indica que las mujeres tendrían salarios más altos que los hombres. Este último resultado no sería sorprendente si la magnitud no fuera tan desproporcionada, pero al comparar los diferenciales con y sin corrección por selectividad, las magnitudes son más del doble para Cartagena. En el caso de Medellín y Cúcuta los resultados no cambian de signo, pero la relación es de al menos más del doble en magnitud, al comparar la descomposición corrigiendo por selectividad. En el caso de Manizales los diferenciales salariales se multiplican por cuatro comparando los dos tipos de modelos. En el Anexo 2 se presentan los resultados para diferentes especificaciones y se muestra que los resultados también varían notoriamente entre ciudades y tipo de modelo estimado.

Por lo anterior, los resultados que se discuten a continuación corresponden a la descomposición sin corrección por selectividad, que exhibe cifras más robustas no sólo al cambio en la especificación del modelo, sino que son más consistentes con otros estudios que tratan el tema de diferenciales salariales por género para las principales ciudades del país.

En general se puede concluir que las estimaciones muestran consistentemente resultados que exhiben diferenciales en favor de los hombres en la totalidad de las áreas metropolitanas incluidas, pues el signo del diferencial es positivo (Gráfico 1). En este gráfico se presenta no sólo la brecha salarial calculada para cada ciudad, dada por la magnitud de la barra, sino que además se incluyen los intervalos de confianza al 95% para dichos cálculos, graficados al final de cada una de las barras en forma de corchete. Esto nos permite hacer comparaciones entre ciudades, para evaluar si las brechas estimadas son significativamente diferentes entre sí. Por ejemplo, de la comparación de las barras pareciera que el diferencial total es mayor en Cúcuta que en Pasto; sin embargo, al comparar los intervalos de confianza se concluye que dichos diferenciales son estadísticamente equivalentes.

**GRÁFICO 1. COMPARACIÓN POR CIUDADES DE LA DESCOMPOSICIÓN DE LA BRECHA SALARIAL TOTAL, 2009**

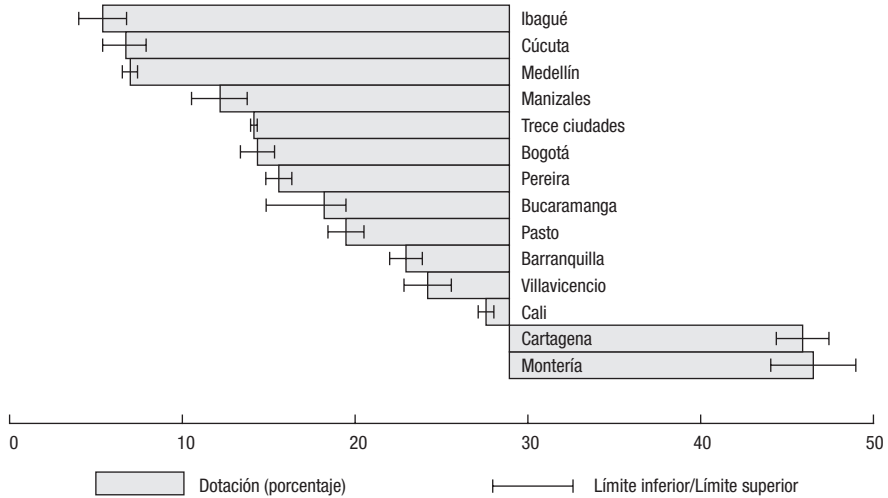


Nota: las barras grises representan la brecha total calculada como la diferencia del logaritmo de los salarios, y las líneas en forma de corchete representan los intervalos de confianza para dichas brechas.  
Fuente: elaboración del autor con base en DANE (GEIH).

Analizando los resultados según ciudades, los diferenciales son menores en Pereira, Medellín, Bogotá y Manizales, en su orden. Un resultado similar fue encontrado por Bernat (2005) en relación con Bogotá y Medellín. Estas cuatro primeras ciudades presentan diferenciales que están por debajo del promedio de las trece principales ciudades del país (Gráfico 1). Las ciudades con mayor grado de diferenciales salariales son Pasto, Cúcuta, Montería y Cartagena, en su orden. Estas dos últimas ciudades mantienen altas brechas salariales, a pesar de que estudios previos mostraron que allí se reducía la brecha (Bernat, 2009).

La descomposición por ciudades también muestra que en todas, con excepción de Cartagena y Montería, el efecto dotación es negativo. Este resultado sugiere que si las mujeres obtuvieran la remuneración de los hombres, dado que los atributos asociados con el capital humano son mayores para las mujeres, en especial la educación, su salario debería estar por encima del de los hombres, de tal manera que el diferencial de salarios ( $w_m - w_f$ ) fuese negativo. Con respecto a Cartagena y Montería los resultados indican que, en términos de los atributos que están asociados con una mayor productividad, allí las mujeres están menos dotadas que los hombres (Gráfico 2).

**GRÁFICO 2. COMPARACIÓN POR CIUDADES DEL EFECTO DOTACIÓN, 2009**



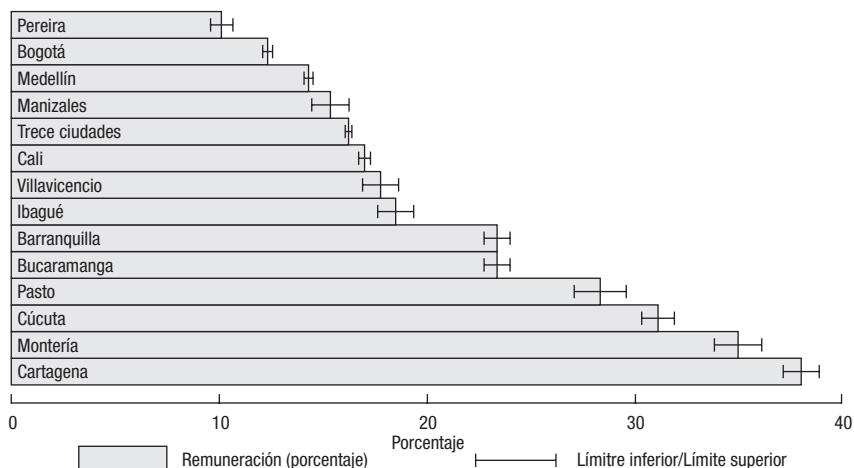
Nota: las barras grises representan la brecha calculada como diferencia del logaritmo de los salarios, y las líneas en forma de corchete representan los intervalos de confianza para dichas brechas.  
 Fuente: elaboración del autor con base en DANE (GEIH).

Finalmente, el efecto remuneración, o la brecha de salarios que se puede atribuir a diferentes remuneraciones al capital humano de los hombres frente a las mujeres, es en todos los casos positivo. De esta manera, lo que sugiere este análisis es que la brecha salarial positiva se debe básicamente al signo del componente del diferencial en las remuneraciones. Así mismo, si se analiza el aporte de este componente al diferencial total, se concluye que en todos los casos es éste el que importa más en las cifras obtenidas para la brecha salarial total entre hombres y mujeres. Considerando que este componente refleja, en parte, la posible discriminación por género en el mercado laboral, es importante que se le dé la debida atención a resultados como éste, pues señalan que existen inequidades en el mercado laboral que perjudican a las mujeres (Gráfico 3).

El efecto remuneración, que nos indica los diferenciales por género asociados con distintos retornos de los atributos de los individuos, muestra un patrón interesante. En primer lugar sólo cuatro ciudades están por debajo del promedio nacional en este componente: Pereira, Bogotá, Medellín y Manizales. La simple comparación de los patrones regionales sugiere que las ciudades que están más articuladas al centro de la actividad económica del país son las que menores diferenciales salariales muestran en términos del efecto remuneración. Por ejemplo, Barranquilla, Bucaramanga, Pasto, Cúcuta, Montería y Cartagena presentan cifras por encima del 20% en el efecto remuneración.

Nuevamente la situación de Montería y Cartagena sorprende por tener las cifras más elevadas en términos de los diferenciales de salario, tanto en el total, como en su descomposición en los efectos dotación y remuneración.

**GRÁFICO 3. COMPARACIÓN POR CIUDADES DEL EFECTO REMUNERACIÓN, 2009**



Nota: las barras grises representan la brecha calculada como la diferencia del logaritmo de los salarios, y las líneas de corchete representan los intervalos de confianza para dichas brechas.

Fuente: elaboración del autor con base en DANE (GEIH).

## V. RESULTADOS POR CUANTILES DE LA DISTRIBUCIÓN DE SALARIOS

### A. ANÁLISIS AGREGADO PARA LAS TRECE PRINCIPALES CIUDADES

Para estudiar la distribución de salarios y evaluar si las brechas salariales cambian de acuerdo con el segmento de la distribución de los ingresos que se esté considerando, se emplean las regresiones por cuantiles.

La primera parte del ejercicio muestra los resultados de las estimaciones por cuantiles para introducir las variaciones que se presentan al emplear la regresión por cuantiles. En el Cuadro 4 se resumen los resultados de las estimaciones para los percentiles 1, 10, 25, 50, 75, 90 y 99; así mismo, se presentan los resultados de la estimación por mínimos cuadrados ordinarios (MCO).

Como se puede observar, la gran mayoría de coeficientes cambian según cuantil; esto es, la respuesta de la variable dependiente a cambios en las independientes no es constante en los diferentes cuantiles de la distribución de salarios. Por ejemplo, lo que se denominan los retornos de la educación tienen un comportamiento en forma de U y crecen monótonicamente a medida que se comparan con niveles de

educación mayores. De la misma manera, el coeficiente de la variable que identifica al género (hombres = 1) es de 0,20 para el percentil 1, se reduce hasta el percentil 25 y de ahí en adelante aumenta sostenidamente hasta el percentil 90.

**CUADRO 4. REGRESIÓN POR CUANTILES DE LOS SALARIOS EN LAS TRECE PRINCIPALES CIUDADES, 2009**

DEPENDIENTE: LOG(SALARIO POR HORA)	CUANTIL 0,01	CUANTIL 0,1	CUANTIL 0,25	CUANTIL 0,5	CUANTIL 0,75	CUANTIL 0,9	CUANTIL 0,99	MCO
Hombre = 1	0,101***	0,201***	0,026**	0,040***	0,078***	0,142***	0,188***	0,113***
Barranquilla	-0,180***	-0,130*	-0,118***	-0,135***	-0,123***	-0,174***	-0,226***	-0,160***
Bucaramanga	-0,046***	0,041	-0,023	-0,027**	-0,024**	-0,027*	-0,059***	-0,036
Manizales	-0,141***	-0,300***	-0,148***	-0,138***	-0,104***	-0,128***	-0,156***	-0,118**
Medellín	-0,037***	-0,044	-0,007	-0,012	-0,023***	-0,048***	-0,064***	-0,147***
Cali	-0,034***	-0,184**	-0,042**	-0,033***	-0,007	-0,012	-0,031*	-0,071
Pasto	-0,296***	-0,382***	-0,415***	-0,336***	-0,265***	-0,234***	-0,267***	-0,238***
Cartagena	-0,205***	-0,112	-0,168***	-0,172***	-0,135***	-0,171***	-0,232***	-0,213***
Montería	-0,206***	-0,342***	-0,309***	-0,258***	-0,148***	-0,144***	-0,148***	-0,220***
Villavicencio	-0,053**	-0,144*	-0,089***	-0,092***	-0,021*	-0,009	-0,028	-0,042
Cúcuta	-0,168***	-0,165*	-0,189***	-0,188***	-0,130***	-0,143***	-0,168***	-0,238***
Pereira	-0,108***	0,06	-0,042**	-0,073***	-0,070***	-0,108***	-0,186***	-0,270***
Ibagué	-0,181***	-0,325***	-0,208***	-0,184***	-0,127***	-0,138***	-0,176***	-0,170***
edad	0,031***	0,064**	0,015**	0,021***	0,015***	0,026***	0,028***	0,058***
edad2	-0,304***	-0,744**	-0,154*	-0,219***	-0,123***	-0,237***	-0,234**	-0,580**
Primaria	0,070***	0,196*	0,086***	0,081***	0,052***	0,037*	0,049	0,135*
Secundaria	0,235***	0,479***	0,259***	0,206***	0,156***	0,208***	0,252***	0,444***
Superior	0,891***	0,911***	0,574***	0,559***	0,736***	1,081***	1,363***	1,608***
Casado	-0,079***	-0,035	-0,046***	-0,041***	-0,042***	-0,082***	-0,119***	-0,161***
Gobierno	0,457***	0,551***	0,494***	0,540***	0,530***	0,448***	0,385***	0,164***
Doméstico	-0,421***	-0,419***	-0,577***	-0,534***	-0,404***	-0,265***	-0,254***	-0,468***
Minería	0,522***	0,23	0,194*	0,333***	0,617***	0,713***	0,588***	0,291*
Industria	-0,03	-0,222	-0,096**	-0,012	0,013	0,055	0,033	-0,119**
Servicios	-0,056**	-0,253*	-0,165***	-0,057**	-0,012	0,041	0,013	-0,092**
Trimestre 1	0,039***	0,048	0,026*	0,050***	0,045***	0,044***	0,045**	0,048
Trimestre 2	-0,011	-0,01	-0,023	-0,013	-0,015*	0	0,004	-0,057
Trimestre 3	0,007	-0,087	-0,022	0,007	0,013*	0,017	0,026	-0,034
Constante	6,938***	5,195***	7,027***	7,056***	7,270***	7,117***	7,286***	7,308***
Pseudo-R2	0,16	0,21	0,19	0,26	0,34	0,37	0,33	0,45

Nota: \* p<0,05; \*\* p<0,01; \*\*\* p<0,001. N = 51.898. Primaria, secundaria y superior son variables binarias que indican el nivel educativo. Gobierno es una variable binaria igual a uno para los que trabajan en el gobierno. Doméstico hace referencia a los trabajadores domésticos, que en este caso agregan empleadas domésticas y jornaleros. Minería, industria y servicios son variables binarias para identificar el sector económico donde labora el individuo.

Fuente: cálculos del autor.

Por ejemplo, los resultados de la regresión para el percentil 50 indicarían que los hombres ganan en promedio cerca de un 4% más que las mujeres, y que en el percentil 90 de la distribución de salarios ese diferencial se amplía al 18%

aproximadamente. Al comparar estas cifras con los resultados de la última columna del Cuadro 4, que reporta las estimaciones por MCO, podemos apreciar las grandes diferencias que se encuentran según la comparación de una sola medida promedio y la que se obtiene analizando diferentes puntos de la distribución. Lo que se observa es que los resultados obtenidos por MCO se acercan a los de la regresión por cuantiles para el caso del percentil 50.

Otro resultado que consistentemente se observa en todos los percentiles evaluados de la distribución, es que el diferencial de salarios de las áreas metropolitanas incluidas en la regresión, comparadas con Bogotá, es negativo. Este resultado no sorprende, pues lo que nos indica es que, en promedio, en la ciudad de Bogotá se pagan los salarios más altos en relación con el resto de áreas metropolitanas<sup>9</sup>.

Realizando el mismo ejercicio de la regresión por cuantiles, pero incluyendo los regresores que interactúan con una *dummy* de género, se encuentra que para todos los casos las variables son conjuntamente significativas. Ello sugiere que es posible hacer las estimaciones por separado para los hombres y mujeres, lo cual, en efecto, es lo que se hace con la descomposición de los diferenciales salariales por el método de Machado y Mata. Comparando los resultados de la estimación para ambos grupos, se encuentra que los retornos de la educación son mayores para los hombres; esto es, las remuneraciones al capital humano pueden estar ayudando a explicar la brecha salarial existente, lo cual se podría traducir en que el “efecto remuneración” sea positivo en favor de los hombres.

No obstante los anteriores resultados, el ejercicio que nos interesa es la descomposición de la brecha salarial para indagar por los factores que están detrás del comportamiento de esos diferenciales, si es debido a disparidades en la dotación de atributos que mejoran la productividad, o si se puede atribuir a diferencias en la remuneración.

La descomposición se lleva a cabo siguiendo el procedimiento de Machado y Mata para los percentiles 1 hasta el 99, en incrementos de 1. La inferencia se ejecutó por medio de métodos de remuestreo (*bootstrapping*) para generar los errores estándar de las distribuciones contrafactuales simuladas siguiendo la formulación presentada en la ecuación (12). Los controles utilizados en las estimaciones por cuantiles corresponden a los que se emplean en los cuadros presentados en los anexos 3 y 4.

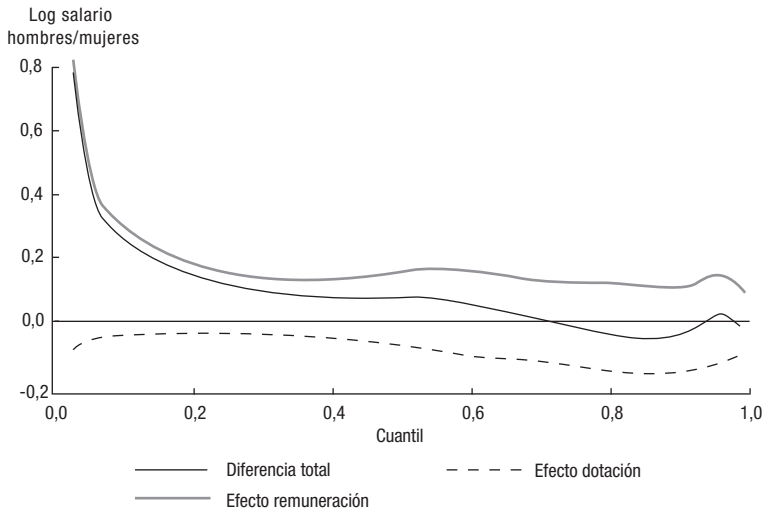
En el caso de las trece ciudades agregadas, según se puede observar en el Gráfico 4, el comportamiento que describe la brecha salarial tiene mayor preponderancia en la cola inferior de la distribución. Otra característica sobresaliente

---

<sup>9</sup> Excepciones a esta regla se encuentran en Bucaramanga y Pereira, pero sólo en el primer cuantil, aunque dicho coeficiente no es estadísticamente significativo.

de los diferenciales salariales por género es que esos están determinados básicamente por el comportamiento de los percentiles más bajos de la distribución, reduciéndose paulatinamente en la medida en que se avanza hacia los superiores. De hecho, hacia el centro de la distribución se muestran brechas que están cerca de cero<sup>10</sup>, especialmente a partir del percentil 60.

**GRÁFICO 4. DESCOMPOSICIÓN DE LAS BRECHAS SALARIALES SEGÚN LOS CUANTILES DE LA DISTRIBUCIÓN, TOTAL TRECE CIUDADES, 2009**



Fuente: cálculos del autor.

Cabe anotar que, en la distribución de salarios, el salario mínimo está ubicado en el percentil 37, que está próximo al punto en el cual la reducción en los diferenciales salariales ya no es tan profunda. De hecho, para el segmento de la población considerada en este estudio, que es básicamente asalariados, pareciera que el salario mínimo representa un punto de quiebre que distingue un grupo donde las brechas salariales son amplias y otro donde no lo son. En otras palabras, el salario mínimo representa para los estratos bajos de ingreso un elemento que media en la reducción de las brechas salariales por género.

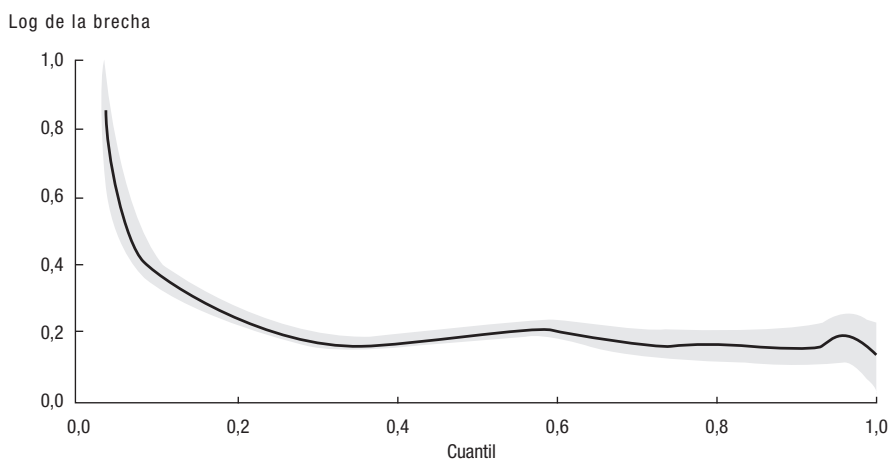
En el Gráfico 4 también se puede observar que el efecto dotación es negativo en todos los casos. Este resultado es consistente con la descomposición de BO

<sup>10</sup> Si se evalúan los intervalos de confianza para la brecha total, a partir del percentil 60 dichos diferenciales son estadísticamente iguales a cero. En aras de obtener más claridad en la presentación del comportamiento de los efectos no se incluyeron en los gráficos.

para los modelos hedónicos simples. En este caso la conclusión que se deriva de este resultado es que las mujeres, de acuerdo con la dotación de factores que mejoran su productividad, deberían mantener un diferencial de salarios en favor y no en contra, como se observa en gran parte de la distribución de salarios.

Finalmente, el efecto remuneración es el que más importancia tiene en la descomposición de las brechas salariales, pues en todos los percentiles éste compensa el efecto negativo del componente de dotación, sobrepasando la brecha total, y dando como resultado que en gran parte de la distribución el diferencial salarial sea en favor de los hombres. En el Gráfico 5 se muestra el intervalo de confianza del componente de remuneración, obtenido en los ejercicios de remuestreo o *bootstrapping*. Este efecto es significativamente diferente de cero en todos los percentiles de la distribución. Además de este resultado, el componente de remuneración muestra que a partir del percentil 40 aproximadamente, el comportamiento de este componente es relativamente constante. Esto quiere decir que a partir de dicho percentil, aunque existe un efecto remuneración positivo mostrando que los hombres ganan más debido a ese componente, esa mayor remuneración no es creciente a medida que nos acercamos a los percentiles altos.

**GRÁFICO 5. BRECHA SALARIAL EN TRECE CIUDADES ATRIBUIDA AL EFECTO REMUNERACIÓN, 2009**



Nota: el área gris representa el intervalo de confianza al 95% del efecto remuneración.  
Fuente: cálculos del autor.



## B. ANÁLISIS DE LA DISTRIBUCIÓN DE LAS BRECHAS SALARIALES DE GÉNERO POR CIUDADES

De acuerdo con los anteriores resultados se podría afirmar que el comportamiento de los diferenciales salariales no es constante a lo largo de la distribución de salarios, en tanto que éstos parecen tener mayor importancia en el grupo de ingresos bajos. Esta tendencia se replica consistentemente en todas las ciudades (Gráfico 6).

El análisis por ciudades revela otra serie de patrones que de alguna manera permanecen “ocultos” cuando se estudia el promedio agregado de las áreas metropolitanas. Lo primero que hay que resaltar de los resultados presentados en el Gráfico 6, es que llevar a cabo la descomposición teniendo en cuenta los cuantiles de la distribución tiene más relevancia que hacerlo sólo estimando los promedios, tales como los que se obtendrían por MCO, pues los resultados varían profundamente a lo largo de los cuantiles.

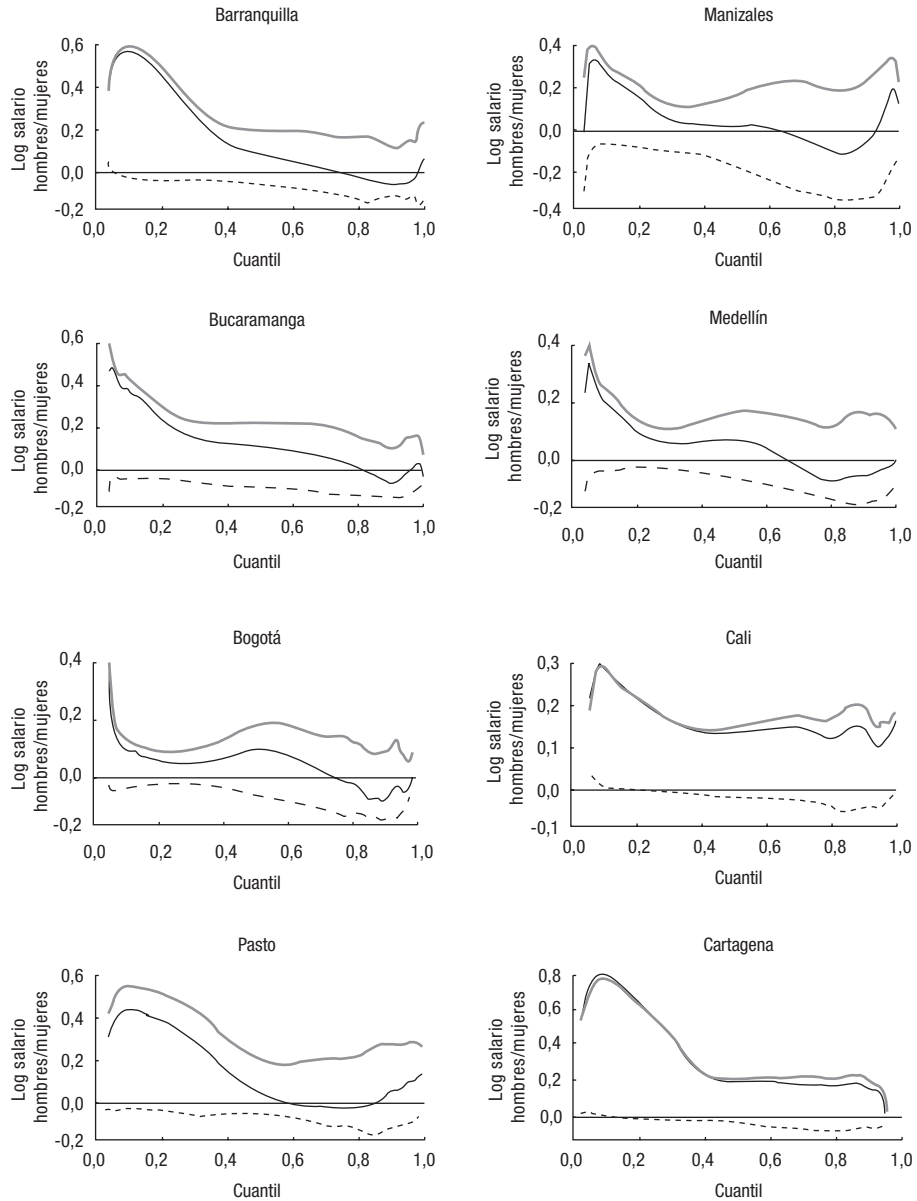
Nuevamente se encuentra la preponderancia de los estratos de ingreso bajos en la determinación de la forma de las curvas de la descomposición. En este sentido, cabe anotar que en ciudades como Cartagena, Montería, Barranquilla, Cúcuta, Ibagué y Pasto las brechas son más pronunciadas que en el resto de las ciudades.

Así mismo, en ciudades como Cali, Manizales y Villavicencio el diferencial es también importante en los estratos altos de la distribución de salarios.

Por otro lado, al observar la descomposición de la brecha salarial por género, se encuentra que, nuevamente, como lo mostró la metodología de BO por mínimos cuadrados, el efecto dotación es negativo. Este resultado se mantiene con contadas excepciones en todos los cuantiles de la distribución y en todas las ciudades. Ello sugiere que tanto para estratos bajos de ingresos, como para los altos, las mujeres deberían recibir una compensación más alta que los hombres, dadas sus características o su dotación de atributos para la productividad.

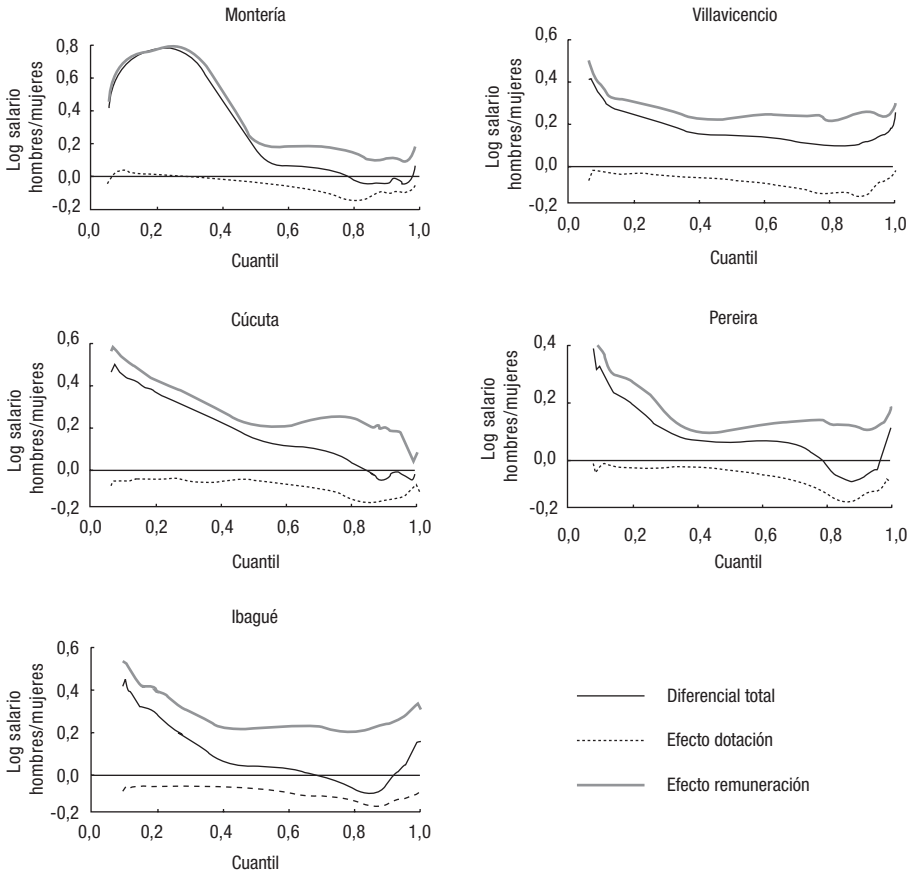
También se muestra en la descomposición que el efecto remuneración es positivo, en favor de los hombres en su totalidad, siendo más importante en los estratos bajos de ingreso. Dado que este efecto surge una vez se tienen en cuenta los atributos observados, la posible discriminación por género estaría presente en este componente. Con ello, lo que se concluye es que, si existe discriminación por género, ésta se hace más evidente en los estratos bajos de la distribución de salarios. Así mismo, ésta es más notoria en ciudades periféricas como las de la costa Caribe, y en Pasto (en la costa Pacífica). No se puede afirmar lo mismo de ciudades del centro de la actividad económica en el país como Bogotá, Cali, Medellín o Bucaramanga, o las otras ciudades del eje cafetero, como Manizales y Pereira.

**GRÁFICO 6. DESCOMPOSICIÓN DE LAS BRECHAS SALARIALES POR CIUDADES SEGÚN LOS CUANTILES DE DISTRIBUCIÓN, 2009**



(Continúa)

**GRÁFICO 6. DESCOMPOSICIÓN DE LAS BRECHAS SALARIALES POR CIUDADES SEGÚN LOS CUANTILES DE DISTRIBUCIÓN, 2009** (continuación)

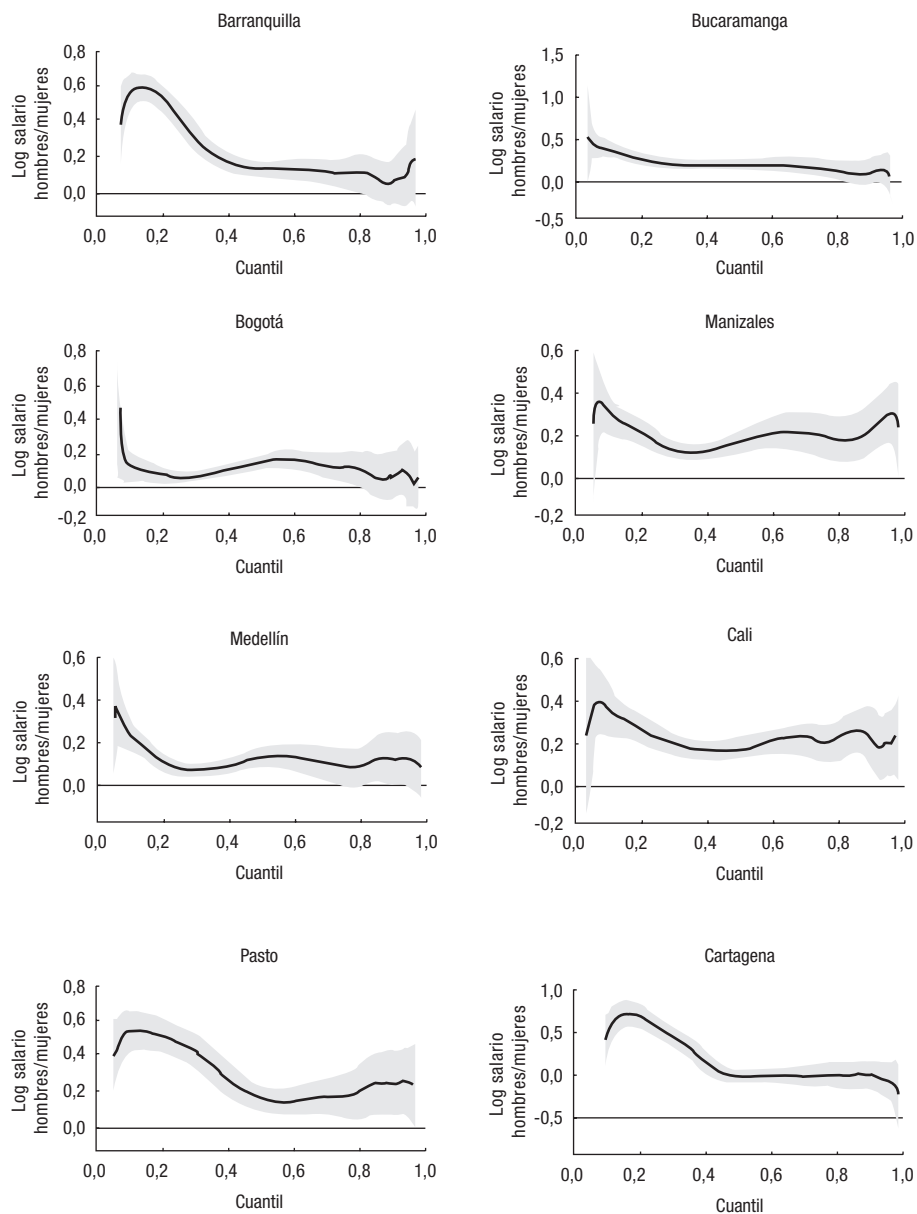


Nota: los gráficos no están representados en la misma escala.  
Fuente: cálculos del autor.

Los intervalos de confianza al 95% obtenidos en los ejercicios de remuestreo son presentados para el componente de remuneración en el Gráfico 7. Este efecto es significativamente diferente de cero en todos los percentiles de la distribución, excepto para ciudades como Barranquilla, Bucaramanga, Bogotá, Montería y Pereira, que hacia el final de la distribución incluyen el valor cero en el intervalo y son, por ello, estadísticamente no significativos en los cuantiles superiores. No obstante lo anterior, hay que anotar que este efecto resulta de la diferencia de los salarios de las mujeres si fueran remuneradas con los salarios de los hombres y los salarios que efectivamente reciben, pues es claro que este

efecto representa una diferencia significativa en la remuneración que deberían recibir las mujeres, dada por esta relación contrafactual.

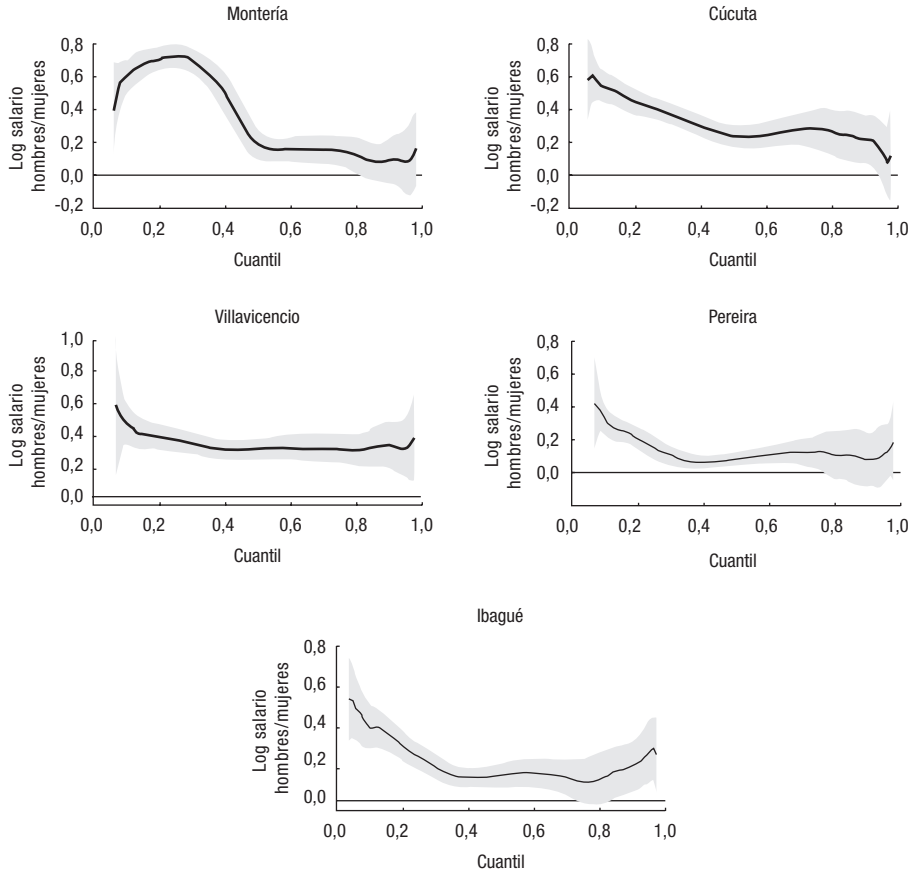
**GRÁFICO 7. BRECHA SALARIAL ATRIBUIDA AL EFECTO REMUNERACIÓN POR CUANTILES SEGÚN CIUDADES, 2009**



(Continúa)

**GRÁFICO 7. BRECHA SALARIAL ATRIBUIDA AL EFECTO REMUNERACIÓN POR CUANTILES SEGÚN CIUDADES, 2009**

(continuación)



Nota: el área gris representa el intervalo de confianza al 95% del efecto remuneración. Los gráficos no están presentados en la misma escala. Fuente: cálculos del autor.

Cabe resaltar que el efecto remuneración en ciudades como Barranquilla, Manizales, Villavicencio y Pereira tiende a aumentar hacia el final de la distribución. Este comportamiento, al ser imitado por el diferencial total, se constituye en lo que se conoce como el efecto “techo de cristal”. En los resultados mostrados en este estudio no se observa tal efecto, pues en los casos donde las brechas salariales son más altas en la parte superior de la distribución, dicho efecto no es significativo.

También es probable que cuando se eliminaron los puntos atípicos se haya “censurado” el efecto del techo de cristal; sin embargo, en la parte superior de la distribución de salarios sólo se eliminó el 0,5% de las observaciones, y sería

dudoso que los resultados del ejercicio estuvieran guiados principalmente por esa mínima porción de la distribución de salarios. Concentrarnos en la parte inferior de la distribución nos permite obtener conclusiones para una mayor fracción de la población afectada por la posible discriminación en el mercado laboral. En efecto, para esa porción de la mano de obra que se ubica en la parte inferior de la distribución, se muestran resultados que son estadísticamente significativos, a juzgar por los intervalos de confianza expuestos en el Gráfico 7.

Nótese que el comportamiento de los diferenciales salariales totales sigue una tendencia a ser más pronunciado al inicio, reduciéndose paulatinamente al acercarse a la mediana de la distribución. Esa caída se observa también en el promedio de las trece ciudades, y para cada una de éstas, igualmente, se presenta un quiebre en la tendencia, a partir del cual los diferenciales se mantienen, o son estadísticamente no significativos. Ese punto de quiebre no coincide en todas las ciudades pues, por ejemplo, en el caso de Montería está cerca a la mediana y en el de Ibagué está cerca al percentil 40, lo mismo que en Cartagena.

Al calcular la distribución acumulada de los salarios para cada ciudad y compararla con el cuantil que representa el salario mínimo, se encuentra una coincidencia bastante interesante. En el Cuadro 5 se muestra para cada una de las principales ciudades el cuantil en el cual se ubica el salario mínimo por hora, de acuerdo con la distribución de salarios de cada ciudad.

**CUADRO 5. CUANTIL REPRESENTADO POR EL SALARIO MÍNIMO EN LA DISTRIBUCIÓN DE SALARIOS POR CIUDADES, 2009**

Ciudad	Cuantil
Barranquilla	0,40
Bucaramanga	0,32
Bogotá	0,33
Manizales	0,41
Medellín	0,37
Cali	0,37
Pasto	0,51
Cartagena	0,42
Montería	0,52
Villavicencio	0,40
Cúcuta	0,54
Pereira	0,42
Ibagué	0,42
Trece ciudades	0,37

Fuente: cálculos del autor con base en GEIH.

Si se comparan dichos valores con los puntos de quiebre en los gráficos de la brecha salarial, se puede notar que éstos tienen una coincidencia casi perfecta; con lo cual, de nuevo dicho resultado parece sugerir que el salario mínimo representa ese punto de quiebre, antes del cual los diferenciales salariales son más pronunciados. En otras palabras, la discriminación por género que posiblemente exista en el mercado laboral colombiano es más evidente en los rangos de salarios bajos. Se destacan Bogotá, Bucaramanga, Medellín y Cali como las ciudades donde ese punto de quiebre es menor, en relación con el resto.

Posiblemente este resultado está asociado con que en esos rangos, aunque se esté tratando solamente con asalariados (es decir, excluyendo trabajadores por cuenta propia), el mercado laboral esté concentrado en el sector informal<sup>11</sup>. En efecto, ciudades como Medellín, Bogotá, Manizales, Pereira y Cali son las que muestran una mayor participación en el sector formal del mercado laboral (García, 2008). Montería, por ejemplo, a inicios de la década de 2000 presentaba la mayor participación de la informalidad en el mercado laboral, seguido de cerca por Cúcuta, Pasto, Villavicencio, Ibagué y Cartagena (DANE, 2004).

## VI. CONCLUSIONES

La existencia de brechas salariales por género es un fenómeno que, al igual que en muchos otros países, está presente en el mercado laboral colombiano. Esas brechas no son homogéneas en todo el territorio y ello justifica un análisis detallado de lo que ocurre en cada una de las ciudades del país, cosa que no había sido explorada en detalle en estudios previos.

Los resultados son consistentes en mostrar diferenciales de salarios positivos en favor de los hombres. Esto no puede ser atribuido completamente a la existencia de discriminación, por cuanto existen factores que pueden explicar parte de la brecha salarial. Para ello, en el presente estudio se empleó la descomposición de BO. Los resultados de la aplicación de tal metodología sugieren que las brechas salariales no están explicadas principalmente por los atributos observables de los individuos, pues en su mayoría se deben al efecto de diferencias en la remuneración a los atributos y a elementos no observados, que se agregan en el efecto remuneración. Ello implica la posible existencia de discriminación por género, por lo cual es importante que se le dé la debida atención a este resultado.

Al efectuar el análisis de los resultados de la descomposición de BO para el caso colombiano, el patrón que emerge de la comparación entre ciudades refleja

---

<sup>11</sup> Dentro de los trabajadores informales se cuentan asalariados como las empleadas domésticas, y los trabajadores y patronos de empresas de menos de diez empleados.

la centralidad del mercado laboral regional. De esta manera, las ciudades que muestran menores desigualdades de género están en el centro de la actividad económica del país. Así mismo, ciudades como Barranquilla, Bucaramanga, Ibagué, Pasto, Montería, Cúcuta y Cartagena, que en general pueden caracterizarse como periféricas, son precisamente aquellas zonas en donde las desigualdades de género son mayores.

Aunque es recurrente encontrar en la literatura de economía laboral que en Colombia las mujeres han aumentado su participación laboral y han obtenido, en promedio, mayores niveles de educación que los hombres, la remuneración obtenida por ellas no es consecuente con esa mayor presencia del género femenino en el mercado laboral.

Cuando se efectúa el análisis con base en las regresiones por cuantiles, se encuentran detalles interesantes. En primer lugar, las brechas salariales parecen tener mayor importancia en el grupo de ingresos bajos, especialmente en las ciudades pequeñas o apartadas del centro del país.

También se encuentra que, tanto para el promedio nacional como para las ciudades por separado, el salario mínimo representa un punto de quiebre a partir del cual las brechas de salarios por género tienden a reducirse. Este resultado es importante porque en gran parte de las ciudades las mayores brechas salariales se encuentran en grupos de individuos cuyo salario está por debajo del salario mínimo. Con ello, una legislación que haga cumplir que cada empleado por lo menos reciba una remuneración equivalente al salario mínimo por hora, puede ser útil para reducir las brechas salariales por género.

Finalmente, hay que anotar que aún existen problemas asociados con la estimación de los modelos basados en el método de BO, pues éstos adolecen de problemas de medición y sesgo por la omisión de variables relevantes que no son observadas. Estos elementos, de igual manera, pueden afectar la distribución de salarios, por lo cual, no necesariamente el efecto remuneración es atribuible por completo a la existencia de prácticas discriminatorias por parte de los empleadores. Dentro de esos elementos no observados se cuentan las habilidades innatas de los individuos, la calidad de la educación, la motivación que incide en la decisión de participar exitosamente en el mercado de trabajo, entre otros. No está claro si estos elementos afectan homogéneamente tanto a hombres como a mujeres, de tal manera que en promedio las brechas salariales podrían ser las mismas aún si se tuvieran variables que midieran dichos atributos.



## REFERENCIAS

- Abadía, Luz Karime (2005). “Discriminación salarial por sexo en Colombia: un análisis desde la discriminación estadística”, *Documentos de Economía*, núm. 17, Pontificia Universidad Javeriana.
- Albrecht, James; Van Vuuren, Aico; Vroman, Susan (2009). “Counterfactual Distributions with Sample Selection Adjustments: Econometric Theory and an Application to the Netherlands”, *Labour Economics*, Elsevier, vol. 16, núm. 4, pp. 383-396, agosto.
- Ángel-Urdinola, Diego; Wodon, Quentin (2006). “The Gender Wage Gap and Poverty in Colombia”, *Labour*, núm. 20, pp. 721-739.
- Arrow, K. J. (1972). “Models of Job Discrimination”, en: Anthony Pascal (editor). *Racial Discrimination in Economic Life*. Massachusetts: Lexington books.
- Ashenfelter, O.; Oaxaca, R. (1987). “The Economics of Discrimination: Economists Enter the Courtroom”, *American Economic Review*, vol. 77, núm. 2, pp. 321-25.
- Badel, Alejandro; Peña, Ximena (2009). “*Decomposing the Gender Wage Gap with Sample Selection Adjustment: Evidence from Colombia*”. Mimeo, Universidad de los Andes, Bogotá.
- Baquero, Jairo.(2001). “Estimación de la discriminación salarial por género para los trabajadores asalariados urbanos de Colombia (1984-1999)”, *Borradores de Investigación*, núm. 13.
- Barón, Juan D.; Cobb-Clark, Deborah (2010). “Occupational Segregation and the Gender Wage Gap in Private- and Public-Sector Employment: A Distributional Analysis”, *Economic Record*, núm. 86, pp. 227-246.
- Becker, Gary Stanley (1971). “*The Economics of Discrimination*”, Chicago: University of Chicago Press.
- Bernat, Luisa (2005). “Análisis de género de las diferencias salariales en las siete principales áreas metropolitanas colombianas: ¿Evidencia de discriminación?”, *Documento PNUD*.
- Bernat, Luisa (2009). “*¿Quiénes son las mujeres discriminadas?: enfoque distributivo de las diferencias salariales por género*”. Borradores de economía y finanzas, Universidad ICESI.
- Blinder, Alan S (1973). “Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates”, *The Journal of Human Resources*, vol. 8, núm. 4 otoño, pp. 436-455.
- DANE (2004). “Informalidad laboral en las trece principales áreas y ciudades colombianas, 2001- 2003 (abril-junio)”, *Documentos técnicos Sobre Mercado Laboral*, documento de la Dirección de Metodología y Producción Estadística.

- Duncan, G. M.; Leigh, D. E. (1980). "Wage Determination in the Union and Non-Union Sectors: A Sample Selectivity Approach", *Industrial and Labor Relations Review*, vol. 34, núm. 1, pp. 24-34.
- Fernández, María (2006). "Determinantes del diferencial salarial por género en Colombia, 1997-2003", *Revista Desarrollo y Sociedad*, vol. 58, núm. 2, pp. 165-208.
- Galvis, L. A. (2010). "Comportamiento de los salarios reales en Colombia: Un análisis de convergencia condicional, 1984-2009", *Documentos de trabajo sobre Economía Regional*, núm. 127, Banco de la República, Cartagena.
- García, Gustavo (2008). "Informalidad regional en Colombia: evidencia y determinantes", *Desarrollo y Sociedad*, primer semestre, pp. 43-86.
- Heckman, J. (1979). "Sample Selection Bias as a Specification Error", *Econometrica*, vol. 47, núm. 1, pp. 153-162.
- Hoyos, Alejandro; Ñopo, Hugo; Peña, Ximena (2010). "The Persistent Gender Earnings Gap in Colombia, 1994-2006", *Documentos CEDE*, núm. 32, Universidad del los Andes.
- Koenker, Roger W.; Bassett, Gilbert Jr. (1978). "Regression Quantiles", *Econometrica*, vol. 46, núm. 1, pp. 33-50.
- Machado, J. A.; Mata, J. (2005). "Counterfactual Decomposition of Changes in Wage Distributions Using Quantile Regression", *Journal of Applied Econometrics*, vol. 20, núm. 4, pp. 445-465.
- Melly, B. (2005). "Decomposition of Differences in Distribution using Quantile Regression", *Labour Economics*, vol. 12, núm. 4, pp. 577-590.
- Melly, B. (2007). "Estimation of Counterfactual Distributions Using Quantile Regression", (mimeo), University of St. Gallen.
- Neuman, S.; Oaxaca, R. L. (2004). "Wage Decompositions with Selectivity-Corrected Wage Equations: A Methodological Note", *The Journal of Economic Inequality*, vol. 2, núm. 1, pp. 3-10.
- Observatorio Laboral para la Educación (2010). Foro: "Seguimiento a graduados y necesidades del sector productivo", junio 29 y 30 de 2010, Bogotá.
- Oaxaca, Ronald (1973). "Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets", *International Economic Review*, vol. 14, núm. 3 octubre, pp. 693-709.
- Phelps, Edmund S. (1972). "The Statistical Theory of Racism and Sexism", *American Economic Review*, núm. 62, pp. 659-61.
- Reimers, C. W. (1983). "Labor Market Discrimination against Hispanic and Black Men", *The Review of Economics and Statistics*, vol. 65, núm. 4, pp. 570-79.
- Romero P., Julio (2007). "¿Discriminación laboral o capital humano?: determinantes del ingreso laboral de los afrocartageneros", *Documentos de Trabajo sobre Economía Regional*, Banco de la República, Cartagena; publicado en este libro, pp. 121-163
- Tenjo, J.; Herrera, P. (2009). "Dos ensayos sobre discriminación: discriminación salarial y discriminación en acceso al empleo por origen étnico y por género",

*Documentos de Economía, Pontificia Universidad Javeriana*, núm. 17, Departamento de Economía.

- Tenjo, Jaime (1993). “1976-1989: cambios en los diferenciales salariales entre hombres y mujeres”, *Planeación & Desarrollo*, núm. 24, pp. 117-132.
- Tenjo, Jaime; Ribero, Rocío; Bernat Díaz, Luisa Fernanda (2006). “Evolución de las diferencias salariales de género en seis países de América Latina”, C. Piras (ed), *Mujeres y Trabajo en América Latina*, Washington, D.C.
- Weichselbaumer, D.; Winter-Ebmer, R. (2005). “A Meta-Analysis of the International Gender Wage Gap”, *Journal of Economic Surveys*, núm. 19, pp. 479-511.
- Yun, Myeong-Su (2009). “Wage Differentials, Discrimination and Inequality: A Cautionary Note on the Juhn, Murphy & Pierce Decomposition Method”, *Scottish Journal of Political Economy*, núm. 56, pp. 114-122.

## ANEXOS

### ANEXO 1. DESCOMPOSICIÓN DEL DIFERENCIAL SALARIAL PROMEDIO DE HOMBRES Y MUJERES

Variable	Media	Desviación estándar
Log (salario/hora)	8,02	0,65
Hombre = 1	0,54	0,50
Barranquilla	0,07	0,25
Bucaramanga	0,05	0,21
Manizales	0,02	0,14
Medellín	0,19	0,40
Cali	0,10	0,31
Pasto	0,01	0,11
Cartagena	0,03	0,17
Montería	0,01	0,11
Villavicencio	0,02	0,12
Cúcuta	0,03	0,16
Pereira	0,03	0,17
Ibagué	0,02	0,14
Edad	36,89	8,45
Primaria	0,11	0,31
Secundaria	0,47	0,50
Superior	0,36	0,48
Casado	0,57	0,49
Gobierno	0,08	0,27
Doméstico	0,07	0,25

N = 51.898

Fuente: cálculos del autor con base en DANE (GEIH).

**ANEXO 2. DESCOMPOSICIÓN DEL DIFERENCIAL SALARIAL PROMEDIO DE HOMBRES Y MUJERES**

ESPECIFICACIÓN	CIUDAD	SIN CORRECCIÓN POR SESGO DE SELECCIÓN				CON CORRECCIÓN POR SESGO DE SELECCIÓN			
		DIFERENCIAL	DOTACIÓN	REMUNERACIÓN	RESIDUAL	DIFERENCIAL	DOTACIÓN	REMUNERACIÓN	RESIDUAL
1	Trece ciudades	10,02	-8,45	17,01	1,45	-6,31	-14,34	-0,37	
2	Trece ciudades	10,02	-8,44	17	1,46	-8,77	31,18	2,05	
3	Trece ciudades	10,02	-7,86	16,24	1,64	-8,19	30,47	2,22	
1	Barranquilla	19,02	-6,89	23,74	2,17	-6,92	51,45	2,69	
2	Barranquilla	19,02	-6,7	23,69	2,03	-6,72	46,28	2,09	
3	Barranquilla	19,02	-3,17	23,26	-1,08	-3,2	46,17	-1,2	
1	Bucaramanga	18,26	-8,59	24,23	2,61	-8,75	40,06	2,59	
2	Bucaramanga	18,26	-8,4	23,88	2,78	-8,57	37,95	2,42	
3	Bucaramanga	18,26	-5,72	23,27	0,7	-5,88	37,13	0,31	
1	Bogotá	5,6	-7,76	12,78	0,58	-8,63	45,48	1,6	
2	Bogotá	5,6	-7,68	12,68	0,59	-8,42	40,59	1,4	
3	Bogotá	5,6	-7,8	12,31	1,08	-8,47	40,1	1,83	
1	Cali	9,97	-10,57	18,52	2,03	-12,37	59,84	3,97	
2	Cali	9,97	-10,54	18,38	2,13	-11,83	48,62	3,43	
3	Cali	9,97	-8,95	15,44	3,48	-10,22	45,99	4,67	
1	Manizales	5,27	-11,42	14,37	2,31	-12,53	33,92	3,74	
2	Manizales	5,27	-11,48	14,46	2,29	-12,5	29,64	3,64	
3	Manizales	5,27	-11,75	14,32	2,7	-12,76	29,49	4,04	
1	Medellín	16,63	-1,83	18,47	-0,01	-1,88	36,22	0,21	
2	Medellín	16,63	-1,95	18,81	-0,23	-2,1	33,19	0,34	
3	Medellín	16,63	-0,62	17,08	0,17	-0,77	31,58	0,68	
1	Pasto	21,66	-8,21	27,65	2,22	-8,46	62,55	2,29	
2	Pasto	21,66	-8,11	27,45	2,32	-8,27	57,91	1,77	
3	Pasto	21,66	-5,02	28,34	-1,66	-5,18	59,01	-2,42	
1	Cartagena	44,87	7,24	40	-2,37	4,93	-75,97	-0,39	
2	Cartagena	44,87	7,31	39,91	-2,35	4,62	-74,71	0,25	
3	Cartagena	44,87	9,17	37,95	-2,25	5,88	-75,94	0,94	
1	Montería	38,68	1,61	37,82	-0,76	1,59	37,53	-0,68	
2	Montería	38,68	1,59	37,87	-0,79	1,58	35,57	-0,75	

(Continúa)

## ANEXO 2. DESCOMPOSICIÓN DEL DIFERENCIAL SALARIAL PROMEDIO DE HOMBRES Y MUJERES *(continuación)*

ESPECIFICACIÓN	CIUDAD	SIN CORRECCIÓN POR SESGO DE SELECCIÓN				CON CORRECCIÓN POR SESGO DE SELECCIÓN			
		DIFERENCIAL	DOTACIÓN	REMUNERACIÓN	RESIDUAL	DIFERENCIAL	DOTACIÓN	REMUNERACIÓN	RESIDUAL
3	Montería	38,68	9,59	34,93	-5,85	9,59	33,27	-5,82	
1	Villavicencio	14,68	-7,93	20,73	1,88	-7,76	33,29	2,16	
2	Villavicencio	14,68	-7,98	20,81	1,84	-8,09	38,89	2,51	
3	Villavicencio	14,68	-2,44	17,82	-0,71	-2,58	36,57	0,5	
1	Cúcuta	21,97	-13,54	31,36	4,15	-14,82	60,86	5,13	
2	Cúcuta	21,97	-13,61	31,54	4,04	-14,88	57,07	5,41	
3	Cúcuta	21,97	-11,84	31,18	2,63	-13,09	56,32	4,07	
1	Pereira	3,29	-8,9	10,3	1,89	-10,29	36,58	3,47	
2	Pereira	3,29	-8,93	10,46	1,77	-10,32	33,16	3,46	
3	Pereira	3,29	-7,12	10,11	0,3	-8,45	34,54	1,86	
1	Ibagué	10,74	-12,16	19,8	3,1	-12,44	31,94	3,45	
2	Ibagué	10,74	-12,04	19,51	3,28	-12,23	27,76	3,45	
3	Ibagué	10,74	-12,58	18,54	4,78	-12,76	26,89	4,96	

Fuente: cálculos del autor con base en DANE (GEIH).

### ANEXO 3. REGRESIÓN POR CUANTILES DE LOS SALARIOS DE LAS MUJERES EN LAS TRECE PRINCIPALES CIUDADES, 2009

DEPENDIENTE: LOG(SALARIO POR HORA)	CUANTIL 0,01	CUANTIL 0,1	CUANTIL 0,25	CUANTIL 0,5	CUANTIL 0,75	CUANTIL 0,9	CUANTIL 0,99	MCO
Barranquilla	-0,081	-0,204***	-0,209***	-0,167***	-0,190***	-0,218***	-0,229***	-0,229***
Bucaramanga	0,055	-0,070***	-0,087***	-0,069***	-0,084***	-0,113***	-0,1	-0,104***
Manizales	-0,204	-0,192***	-0,195***	-0,101***	-0,156***	-0,165***	-0,177**	-0,180***
Medellín	0	-0,031	-0,018	-0,022**	-0,074***	-0,070***	-0,151**	-0,047***
Cali	-0,11	-0,086***	-0,058***	-0,017	-0,034*	-0,037*	-0,062	-0,060***
Pasto	-0,393**	-0,500***	-0,398***	-0,319***	-0,256***	-0,253***	-0,275***	-0,349***
Cartagena	-0,115	-0,321***	-0,293***	-0,264***	-0,257***	-0,297***	-0,387***	-0,312***
Montería	-0,260*	-0,438***	-0,407***	-0,204***	-0,152***	-0,109***	-0,186**	-0,270***
Villavicencio	-0,051	-0,147***	-0,120***	-0,048***	-0,048**	-0,042*	-0,074	-0,096***
Cúcuta	-0,23	-0,292***	-0,259***	-0,168***	-0,190***	-0,218***	-0,273***	-0,227***
Pereira	0,067	-0,051**	-0,068***	-0,050***	-0,100***	-0,146***	-0,322***	-0,113***
Ibagué	-0,368**	-0,251***	-0,228***	-0,146***	-0,162***	-0,187***	-0,126	-0,223***
edad	0,05	0,014	0,017***	0,009**	0,017**	0,019**	0,043	0,027***
edad2	-0,555	-0,136	-0,174**	-0,069	-0,145*	-0,148	-0,383	-0,260***
Primaria	-0,253	0,110***	0,056**	0,027	0,018	0,021	0,095	0,035*
Secundaria	0,102	0,278***	0,181***	0,110***	0,161***	0,167***	0,249*	0,181***
Superior	0,558**	0,623***	0,538***	0,692***	1,051***	1,317***	1,505***	0,854***
Casado	-0,021	-0,027*	-0,024**	-0,022***	-0,051***	-0,068***	-0,179***	-0,056***
Gobierno	0,680***	0,573***	0,570***	0,554***	0,455***	0,381***	0,188**	0,481***
Doméstico	-0,485***	-0,533***	-0,523***	-0,428***	-0,288***	-0,305***	-0,567***	-0,438***
Minería	0,182	0,247	0,749***	0,804***	1,082***	0,872***	0,299***	0,722***
Industria	-0,357	-0,206***	-0,045	-0,003	0,015	-0,074	-0,064	-0,085*
Servicios	-0,392	-0,212***	-0,06	0,004	0,039	-0,03	-0,067	-0,080*
Trimestre 1	0,072	0,049**	0,058***	0,053***	0,068***	0,084***	0,048	0,064***
Trimestre 2	-0,087	-0,013	-0,018	-0,020*	0,003	0,027	-0,065	-0,006
Trimestre 3	0,018	0,001	0,030*	0,017	0,042**	0,052**	-0,082	0,028**
Constante	5,874***	7,062***	7,162***	7,422***	7,348***	7,564***	7,745***	7,107***
Pseudo-R2	0,14	0,29	0,27	0,3	0,38	0,39	0,33	0,5

Nota: \* p<0,05; \*\* p<0,01; \*\*\* p<0,001. N = 24.011. Primaria, secundaria y superior son variables binarias que indican el nivel educativo. Gobierno es una variable binaria igual a uno para los que trabajan en el gobierno. Doméstico hace referencia a los trabajadores domésticos, que en este caso agregan empleadas domésticas y jornaleros. Minería, industria y servicios son variables binarias para identificar el sector económico donde labora el individuo.

Fuente: cálculos del autor.

## ANEXO 4. REGRESIÓN POR CUANTILES DE LOS SALARIOS DE LOS HOMBRES EN LAS TRECE PRINCIPALES CIUDADES, 2009

DEPENDIENTE: LOG(SALARIO POR HORA)	CUANTIL 0,01	CUANTIL 0,1	CUANTIL 0,25	CUANTIL 0,5	CUANTIL 0,75	CUANTIL 0,9	CUANTIL 0,99	MCO
Barranquilla	-0,117	-0,086***	-0,081***	-0,101***	-0,154***	-0,233***	-0,091	-0,141***
Bucaramanga	0,039	0,005	0,023	0,027*	0,037*	-0,028	-0,002	0,007
Manizales	-0,378***	-0,124***	-0,102***	-0,096***	-0,110***	-0,148***	-0,044	-0,112***
Medellín	-0,078	0,004	-0,009	-0,020*	-0,024	-0,076***	-0,097	-0,029***
Cali	-0,248**	-0,006	-0,013	0,008	0,006	-0,026	-0,029	-0,012
Pasto	-0,386***	-0,363***	-0,299***	-0,228***	-0,218***	-0,288***	-0,147	-0,255***
Cartagena	-0,139	-0,048*	-0,060***	-0,061***	-0,099***	-0,174***	-0,128	-0,116***
Montería	-0,359***	-0,175***	-0,164***	-0,120***	-0,144***	-0,209***	-0,174*	-0,146***
Villavicencio	-0,190*	-0,047*	-0,069***	0,014	0,038*	-0,007	0,052	-0,014
Cúcuta	-0,168	-0,126***	-0,136***	-0,106***	-0,107***	-0,148***	-0,161*	-0,121***
Pereira	0,062	-0,047*	-0,074***	-0,081***	-0,121***	-0,212***	-0,225***	-0,104***
Ibagué	-0,297**	-0,177***	-0,150***	-0,105***	-0,114***	-0,168***	-0,155*	-0,145***
edad	0,066*	0,025***	0,021***	0,021***	0,030***	0,034***	0,083***	0,035***
edad2	-0,828*	-0,281***	-0,231***	-0,198***	-0,282***	-0,301**	-0,901**	-0,345***
Primaria	0,355**	0,090***	0,092***	0,060***	0,060**	0,081*	0,134	0,093***
Secundaria	0,566***	0,263***	0,218***	0,178***	0,250***	0,303***	0,472***	0,270***
Superior	1,018***	0,553***	0,559***	0,758***	1,106***	1,374***	1,549***	0,907***
Casado	-0,045	-0,067***	-0,056***	-0,069***	-0,106***	-0,175***	-0,178***	-0,103***
Gobierno	0,436***	0,438***	0,487***	0,507***	0,459***	0,395***	0,198*	0,436***
Doméstico	-0,304***	-0,345***	-0,276***	-0,174***	-0,109*	-0,185*	-0,281***	-0,217***
Minería	0,279	0,244**	0,381***	0,561***	0,630***	0,495***	0,789***	0,501***
Industria	-0,172	0,029	0,085**	0,068*	0,095**	0,092	0,1	0,061*
Servicios	-0,19	-0,063	0,02	0,019	0,056	0,049	0,138	0,017
Trimestre 1	-0,035	0,017	0,040***	0,030**	0,018	0,01	0,021	0,019*
Trimestre 2	-0,025	-0,037*	-0,01	-0,014	-0,013	-0,015	-0,061	-0,015
Trimestre 3	-0,169*	-0,024	-0,008	0,005	-0,001	-0,002	-0,007	-0,01
Constante	5,350***	6,789***	6,997***	7,175***	7,122***	7,310***	6,705***	6,863***
Pseudo-R2	0,13	0,12	0,13	0,21	0,3	0,36	0,33	0,4

Nota: \* p<0,05; \*\* p<0,01; \*\*\* p<0,001. N = 27.887. Primaria, secundaria y superior son variables binarias que indican el nivel educativo. Gobierno es una variable binaria igual a uno para los que trabajan en el gobierno. Doméstico hace referencia a los trabajadores domésticos, que en este caso agregan empleadas domésticas y jornaleros. Minería, industria y servicios son variables binarias para identificar el sector económico donde labora el individuo.

Fuente: cálculos del autor.



# **EL ÉXITO ECONÓMICO DE LOS COSTEÑOS EN BOGOTÁ: MIGRACIÓN INTERNA Y CAPITAL HUMANO**

Julio Romero P.

---

Este artículo fue publicado originalmente en la *Revista del Banco de la República*, vol. LXXXIII, núm. 992, pp. 34-61, de junio de 2010.

El autor es economista del Centro de Estudios Económicos Regionales (CEER) del Banco de la República, Cartagena, y agradece los valiosos comentarios de los economistas del CEER: Adolfo Meisel, María Aguilera, Laura Cepeda, Juan D. Barón, Luis Armando Galvis y Leonardo Bonilla durante la elaboración del presente documento.

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

La migración se da como respuesta a diferentes incentivos económicos y sociales, donde un individuo decide cambiar su lugar de residencia para establecerse en otro, en el cual pueda alcanzar un mayor nivel de bienestar. Esto último debería representarse en ingresos más altos, en mejores oportunidades de empleo y en otra serie de oportunidades, como la educación, la salud y la calidad de vida. La migración, entendida como una inversión, también tiene costos. Dentro de los costos individuales se encuentran los de desplazamiento y los de adaptación a un nuevo mercado laboral y orden social. Es importante anotar que, además de éstos, la migración también tiene un costo social. Cuando es selectiva en cuanto a educación, es decir, que la población que se desplaza tiene mayor nivel educativo que la que se queda, las regiones que expulsan población pierden una parte importante de su capital humano.

Existe la creencia de que en Colombia la población no migra dentro del territorio nacional, razón por la que por esa vía no se compensan los desbalances económicos entre las regiones. Las cifras recientes indican que el 35,9% de los colombianos vive en sitios diferentes al de su nacimiento, el 7,3% cambió su municipio de residencia en los últimos cinco años y el 8,44% se desplaza diariamente a otros municipios por razones laborales. Sin embargo, la mayor parte de las migraciones ocurren dentro de cada región. A pesar de que tal movimiento es una respuesta al problema de las diferencias económicas interregionales, los desbalances no se van a reducir sólo por cuenta de la misma. Por el contrario, la migración ha contribuido a que el capital humano se concentre en las ciudades más grandes y prósperas.

La literatura sobre migración interna en Colombia ha explorado temas diversos como la migración y la urbanización, en Sapoznikow (1981); la migración del campo a las ciudades, en Schultz (1971); la migración y el empleo, en Udall (1973); la migración selectiva en cuanto a género, edad y educación, en Martine (1975) y Fields (1979a); la migración y el capital humano, en Simmons y Cardona (1972), y Ribe (1981); la migración y la informalidad, en Flórez (2003); la migración hacia las principales ciudades colombianas, en Castañeda (1993) y Leibovich (1996), y el análisis espacial de la migración, en Galvis (2004), entre otros. Algunas de las evidencias más importantes indican que buena parte de la urbanización fue por cuenta de la migración; que los factores económicos son más preponderantes que otros (como la violencia) a la hora de explicar la migración del campo a las ciudades; que los colombianos que más migraron a mediados del siglo XX eran jóvenes y solteros, y que en la actualidad los migrantes tienen mayor educación que sus coterráneos. Sin embargo, poco se ha dicho del efecto que tiene la migración sobre las brechas regionales en Colombia. Si la migración ha contribuido a la equidad regional, o por el contrario, ha incrementado

los desbalances económicos regionales, es uno de los interrogantes a los que se pretende responder en este documento.

En el presente artículo se realizan dos tipos de ejercicios. En el primero de ellos se estima un modelo gravitacional de los flujos migratorios municipales en Colombia, como una función de la distancia económica, geográfica y social. El ejercicio permite corroborar algunos hechos estilizados sobre la migración en Colombia, por ejemplo, que entre mayor sea el nivel de desarrollo del municipio receptor comparado con el expulsor, se esperan mayores desplazamientos de población. La segunda serie de estimaciones tiene el objetivo de cuantificar las brechas regionales en cuanto al ingreso laboral y a los cambios que se pueden atribuir a la migración interna. Luego, se analiza el caso específico de la población que migró a Bogotá desde la periferia, con lo que se encuentra que los migrantes llegan a tener retornos de la educación más altos que la población nativa. Lo anterior pone de presente dos problemáticas. La primera es si migrar a la capital y propender los logros educativos más altos es la mejor estrategia que tienen las personas que nacen en la periferia, donde las oportunidades económicas son menores, a pesar de que esta dinámica exacerbe las disparidades regionales y la concentración del capital humano. La segunda sugiere que, si los migrantes encuentran en Bogotá el éxito económico que no consiguen en sus regiones de origen, el atraso relativo de las regiones periféricas no puede ser atribuido a factores idiosincrásicos. Esto lleva a pensar nuevamente en el reparto desigual de las oportunidades entre las regiones colombianas.

El documento está dividido en cinco partes. Luego de esta introducción, la primera sección presenta una revisión de la literatura sobre migración interna en Colombia. En ella se exponen tanto las fuentes de información, como las principales temáticas que se han discutido en el país desde los años setenta. En la segunda sección se describen brevemente las fuentes y los datos usados en este artículo. Seguidamente, en la tercera se muestra alguna evidencia preliminar sobre la migración interna en Colombia. En la cuarta sección se presentan los resultados de las estimaciones, y la sección final concluye.

## **I. REVISIÓN DE LITERATURA SOBRE MIGRACIÓN INTERNA EN COLOMBIA**

A pesar de que varios elementos intervienen en la decisión de migrar, las personas lo hacen porque creen que van a mejorar su situación y la de su familia. Los costos de desplazarse, las oportunidades educativas, el entorno y las ventajas de diversa índole están relacionados con el origen o destino de la migración. Por otro lado, la propensión a migrar depende de las características del individuo: como el género, el estado civil, la edad, el nivel educativo y el origen regional

o urbano/rural. Deciden migrar aquellos individuos con una perspectiva de ingresos mayor a la de su situación actual.

Las diferencias regionales en el desarrollo económico son el núcleo de la migración interna. En este sentido, Schultz (1971) señala que la migración, entendida como los movimientos interregionales de población por causa del proceso de desarrollo, es el ajuste entre la oferta y demanda por mano de obra. Como consecuencia, una tasa de migración alta podría ser el reflejo de inequidades regionales en la economía, en la población, o en ambas. Con aquel supuesto Schultz usó los censos de 1951 y 1964 en un modelo de migración interregional de datos municipales y por cohortes, para identificar las características de quiénes y hacia dónde migran.

La migración la ejercen quienes cuentan con determinados atributos, lo que quiere decir que quienes se desplazan tienen unas características diferentes si se comparan con la población de su lugar de origen. Schultz (1971) indica que, en el caso colombiano, la migración fue selectiva por edad, dado que los hombres que más salieron fueron aquellos que tenían entre 18 y 27 años en el censo de 1964, es decir, de 5 a 14 años en el de 1951. En cuanto al género, el autor señala que la emigración de áreas rurales no fue selectiva por género, pues lo hicieron en igual proporción hombres y mujeres, mientras que la inmigración a las áreas urbanas muestra indicios de selección. Por tal razón a las ciudades llegaron más mujeres y a las cabeceras con menos de 100.000 habitantes llegaron más hombres.

Las oportunidades educativas determinaron (como ningún otro elemento) el destino de la migración en Colombia. Schultz (1971) afirma que la tasa de escolaridad explica la emigración hacia las zonas urbanas donde los retornos de la educación parecen ser más altos. El autor muestra que una reducción en la violencia iría acompañada de una contracción en la tasa de migración rural-urbana, pero es una variable que tiene un poder explicativo menor comparado con la educación o con otras características demográficas.

Aunque existe un entorno económico, social, demográfico y político que está presente en la migración interna en Colombia, Schultz (1971) concluye que el desplazamiento rural a urbano en Colombia ocurre principalmente por factores económicos. La población se moviliza del campo a las ciudades, o entre regiones, en busca de mejores oportunidades salariales. El autor plantea que, aunque mejora la situación del migrante, aquello no es lo suficientemente considerable como para pensar en los efectos sobre el ingreso, o ganancias en productividad.

Una característica que se suele generalizar en la migración hacia las grandes ciudades es que fuera de ellas predomina lo rural y el rezago en educación. Si bien es cierto que (en promedio) las áreas expulsoras de población tienen menos oportunidades educativas, muchos de quienes migran a las ciudades no hacen parte de la población menos calificada. En esta línea, Simmons y Cardona (1972)

afirman que hay evidencia de que algunos migrantes provienen de una clase media alta en sus regiones de origen. Los autores estudian la migración hacia las grandes ciudades entre 1929 y 1968, en el caso concreto de Bogotá, donde llama la atención la migración selectiva por ocupación y nivel educativo.

En las decisiones sobre migración, regresar al lugar de origen también es una posibilidad. Hay dos tipos de migrantes que ocupan la atención de Simmons y Cardona (1972). Los de origen rural que se establecieron permanentemente en Bogotá, y los que regresaron al campo luego de una experiencia migratoria en las ciudades. Los autores usan una encuesta urbana, para hombres entre 15 y 64 años, que incluyó 3.579 observaciones, donde identifican algunas características generales de la población. Profundizan en la historia migratoria y ocupacional (si existió alguna) de 871 encuestados. Aquellos autores complementan su análisis con 256 encuestas rurales hechas en once municipios de Cundinamarca y Boyacá que presentaban una alta tasa de migración hacia Bogotá. El objetivo de las observaciones rurales fue el de identificar a los migrantes que retornan a sus municipios de origen.

Aunque el censo de 1964 presentó a Bogotá como una ciudad de migrantes, según el DANE (1967) el 70% de los habitantes entre 15 y 64 años nacieron en otros municipios. A Simmons y Cardona (1972) les llamó la atención las razones por las cuales algunos migrantes regresaron a su lugar de origen. Tentativamente, señalan que las ciudades “filtran” a los migrantes y se quedan aquellos que son los más calificados. Los cálculos de los autores indican que la población rural que nunca migró (muestra de municipios de Cundinamarca y Boyacá) tiene el promedio más bajo de años de educación (3,3), le sigue en tal aspecto el total rural (4,1) y quienes retornan a sus municipios de origen (5,7). En tal aspecto, en orden ascendente se encuentran los migrantes que viven en Bogotá (4,6), el promedio de residentes de Bogotá (5,6) y los nativos de Bogotá (6,9). El resultado general de Simmons y Cardona (1972) sugiere que la emigración hacia la capital reduce la escolaridad promedio tanto de las áreas de origen como de destino, pero cualquier interpretación debe hacerse con cautela. Aunque se desplazaron quienes tenían más educación o buscaban logros académicos más altos, muchos de aquellos que regresaron a sus lugares de origen recibieron educación en Bogotá.

La migración del campo a las grandes ciudades —así como de las regiones rezagadas a las más prósperas— acelera el crecimiento urbano e incrementa las tensiones sociales de las grandes metrópolis. En esta línea, Udall (1973) señala que la alta densidad demográfica que experimentó Latinoamérica a finales de la década de 1960 fue acompañada de pobreza, alimentación inapropiada, condiciones deficientes de salud y viviendas inadecuadas en la urbe. El autor llama la atención sobre cómo la pobreza es un resultado del desempleo; mejor aún, de

oportunidades laborales escasas cuando por cuenta de la migración la oferta de trabajo crece más rápido que su demanda.

Cuando la migración es por razones económicas los individuos toman la decisión de trasladarse a otro lugar, formándose una expectativa de su desempeño en el mercado laboral. Aquello se refiere tanto a los ingresos potenciales como a la facilidad para encontrar empleo. En este sentido, Udall (1973) plantea que la decisión de migrar es similar a la de invertir, y las ganancias de desplazarse también pueden estar representadas en información y oportunidades con valor económico. Sin embargo, el autor advierte que cuando la información no es perfecta y la situación del migrante está por encima de sus expectativas, este último terminará ofreciendo su mano de obra por una remuneración menor. Por otro lado, el migrante que esperaba algo mejor que no obtuvo se convierte en un trabajador marginal, indeciso de quedarse en la ciudad, migrar o abandonar el mercado laboral. Udall (1973) comenta que la insatisfacción de quienes arriban a barrios marginales de Bogotá y Barranquilla aumenta con el tiempo de permanencia.

Para la década de los sesenta una tercera parte de la población colombiana habría migrado a las ciudades y en 1964 fueron censados en áreas diferentes a su lugar de nacimiento. Los datos de la *Operación muestra de censos* del Centro Latinoamericano y Caribeño de Demografía (Celade), que contiene el 2% del censo de 1964 (350.000 observaciones), y varias tablas sobre características demográficas y socioeconómicas de los migrantes y el resto de la población (usados por Martine, 1975), indican que la migración fue selectiva en cuanto a la edad, pues los jóvenes y los solteros fueron el grupo que más se movilizó. En lo concerniente al género, el autor señala que más mujeres migraron hacia las ciudades frente a los hombres, los cuales mostraron un desplazamiento importante hacia las áreas rurales.

En cuanto a la migración hacia los grandes centros urbanos, Martine (1975) afirma que quienes se desplazaron, comparados con el resto de la población, tienen tasas de participación laboral más altas. Para el caso específico de Bogotá, el autor señala que ésta concentra el 12,6% de los migrantes y el 9,6% de la población, lo que evidencia su fuerza de atracción. Aunque los datos para Colombia no permiten realizar la misma observación para otras ciudades, sí permiten profundizar en algunas de las características de los migrantes tales como el género, la edad, el estado civil, y otras como la educación, la participación laboral y el tipo de ocupación, que van a dar cuenta de la adaptación de los migrantes a sus lugares de destino. Sobre este respecto, Martine (1975) plantea que la educación es la característica que mejor determina el éxito en la adaptación de los migrantes, teniendo en cuenta el rezago en las oportunidades educativas de las áreas rurales y las ciudades más pequeñas.

La migración es un ajuste (por cantidades) en los mercados laborales regionales cuando los salarios no cumplen este papel. El desplazamiento de la mano de obra del campo a las grandes ciudades, y también entre regiones, es el resultado de diferencias en los salarios relativos. En este sentido, Fields (1979a) estudia los flujos migratorios interdepartamentales en Colombia usando los resultados del censo de 1973. El autor se concentra en la migración definitiva por género, y su relación con el nivel de ingreso, las oportunidades de trabajo y la composición del empleo. Fields (1979a) sostiene que los factores económicos son, en esencia, el elemento que motiva la decisión de migrar en los países desarrollados, no siendo menos importante para los países en desarrollo, donde las condiciones son más precarias.

Para la década de los setenta Fields (1979a) indica que el 22% de la población colombiana habría nacido en otros lugares diferentes al departamento de residencia. El autor señala que las diferencias de género en las tareas sociales podrían explicar por qué las mujeres tuvieron tasas de migración más altas que las de los hombres, aunque no lo suficientemente diferentes como para observar selección por género. Sobre esto último Fields (1979a) evidencia que, además de tener tasas similares, la variación departamental muestra una alta correlación por género, lo que indica que los departamentos reciben una proporción similar de hombres y mujeres. Por otra parte, el autor profundiza en las causas económicas de la migración y argumenta que factores como el ingreso explican la mitad de la variación departamental en las tasas de migración. La evidencia presentada por Fields (1979a) sugiere que los departamentos con mayores ingresos, con más oportunidades de trabajo, empleos más estables y de mejor calidad, recibieron más migrantes. Por estas razones el autor concluye que el factor económico cumplió un papel preponderante en la migración en Colombia.

Aunque el aspecto económico ha sido fundamental en la decisión individual de migrar, en ocasiones las condiciones de vida de los migrantes han sido precarias. Los migrantes del campo a la ciudad se integraron bien a los mercados laborales urbanos, pero a menudo viven en los barrios marginales. La educación de los individuos es un elemento que determina qué tipo de condiciones de vida encuentran los migrantes en las ciudades. Con este punto de partida, Ribe (1981) estudió las diferencias económicas y sociales entre migrantes y el resto de la población, usando la muestra censal de 1973. La autora comparó los ingresos y su relación con la educación y el tiempo de residencia para los migrantes masculinos mayores de diez años, comparados con la población de iguales características en los lugares de origen y destino de los migrantes.

El estudio de Ribe (1981) profundiza en la migración del campo a las ciudades y señala que, en cuanto a la educación, los migrantes comparados con los nativos en sus lugares de destino tienen mayor participación en dos grupos: el de



personas sin ninguna educación, o quienes cuentan con educación universitaria. Por otra parte, si los que se desplazan se comparan con individuos de características similares del lugar de origen, los datos colombianos muestran que aquéllos tienen una mayor proporción de personas con educación universitaria. A pesar de lo anterior, no se puede saber con certeza si la educación adicional fue conseguida por los migrantes antes o después de su desplazamiento, pero se puede afirmar que fueron los migrantes quienes propendían logros académicos más altos.

Ribe (1981) concluye que en Colombia los migrantes internos se benefician al desplazarse a otros lugares. Aunque las condiciones económicas son similares, y en algunos casos mejores a las de los nativos, no quiere decir que sus ingresos sean altos. La autora afirma que tanto los migrantes como quienes no lo son tienen ingresos bajos cuando sus niveles de educación son precarios. Como grupo social, y teniendo en cuenta características como la edad, la educación y el lugar de residencia, los migrantes son menos pobres. Las recomendaciones de Ribe (1981) apuntan a que desestimular la migración no es la solución para disminuir la pobreza urbana, sino que también se hacen necesarias políticas que aumenten el nivel y la calidad de la educación en las áreas rurales.

Sapoznikow (1981) indica que Colombia es un caso particular de concentración urbana en Latinoamérica, donde la población se encuentra repartida entre varias ciudades, mas no en una o dos, como en otros países. El autor señala que a medida que el país se hizo más urbano, pasando del 32% de la población en el censo de 1951, a 44% en el de 1964 y a 55% en el de 1973, la primacía de Bogotá se ha hecho más evidente. El flujo de migrantes a Bogotá fue tres veces el flujo hacia Cali, la segunda ciudad más importante en este aspecto. Sapoznikow (1981) señala que, en el largo plazo, la tasa de migración responde a las diferencias entre el crecimiento de los sectores rural y urbano, de la formación de capital, del cambio tecnológico y del aumento de la población en diferentes sectores. En este sentido, no todas las ciudades tendrían la misma capacidad de atracción ni similares tasas de migración de largo plazo; por esa razón, a pesar de que Colombia fue un país de ciudades, la concentración urbana en Bogotá ha crecido aceleradamente.

La migración suele estar asociada con la informalidad, y esta última también varía entre regiones. Comúnmente se dice que muchos de quienes se desplazan se ocupan como trabajadores por cuenta propia (por lo menos de forma inicial) hasta que aseguran mejores condiciones laborales. Castañeda (1993) estudia la migración muy reciente, es decir, personas que llevan menos de un año de residencia en las cuatro principales ciudades colombianas: Bogotá, Medellín, Cali y Barranquilla, usando la Encuesta nacional de hogares (ENH) de 1982, 1987 y 1992 (etapas 37, 57 y 77, meses de septiembre). El autor señala que, aunque los porcentajes son bastante pequeños, la migración de menos de un año resulta

ser un indicador interesante del número de personas que diariamente reciben estas ciudades; también, de la forma como inicialmente aquéllos se refugian en el sector informal.

En la migración de menos de un año se mantienen algunas de las características de los migrantes permanentes, por ejemplo, su educación. Castañeda (1993) muestra que los hombres migrantes de 18 a 25 años se encuentran polarizados en cuanto al capital humano. Un número no despreciable apenas cuenta con la primaria, y un porcentaje igualmente importante tiene por lo menos un año de educación universitaria. El autor señala que en Bogotá los nativos cuentan con un nivel educativo más alto que los migrantes. En contraste, en Cali los hombres migrantes y las mujeres nativas de 18 a 25 años tienen mayor escolaridad que los otros grupos. Para Barranquilla, Castañeda (1993) muestra un resultado similar al de Cali: el nivel educativo más alto lo tienen los hombres migrantes y el más bajo lo tienen las mujeres, también migrantes. En cuanto al mercado laboral, la mitad de los trabajadores barranquilleros están en la informalidad, al igual que casi la totalidad de los migrantes de menos de un año. El autor señala que el grupo de migrantes es, laboralmente hablando, más informal que los nativos. Mientras la informalidad de las mujeres se reduce con el tiempo de residencia, la de los hombres aumenta.

En esta línea, Leibovich (1996) usa la ENH de 1993 para estudiar la asimilación de los migrantes internos de las cuatro principales ciudades colombianas. Además de los contrastes regionales, el autor muestra las diferencias entre trabajadores asalariados e independientes y afirma que los migrantes, contrastados con la población en su lugar de origen, son más productivos, toman más riesgos y son más educados. Una vez se comparan con los nativos en su lugar de destino, los migrantes asalariados podrían tener inicialmente ingresos más bajos, diferencia que se reduce con el tiempo de residencia.

El autor señala que la migración podría tener efectos positivos, por ejemplo, mejorar la distribución del ingreso. Esto puede ocurrir por dos vías. Primero, el que migra lo hace porque su situación mejora con la migración; segundo, porque sus vínculos familiares pueden significar transferencias de recursos a sus regiones de origen. Sin embargo, insiste en que la política económica se podría enfocar en detener la migración, o al menos frenarla, en especial la del campo a las ciudades.

Las estimaciones de Leibovich (1996) indican que para Bogotá no existen diferencias significativas en el ingreso de migrantes y nativos. El resultado se mantiene así se analicen los asalariados y los trabajadores por cuenta propia separadamente. Para Medellín el autor encuentra que existen disparidades entre migrantes y nativos sólo en el grupo de asalariados, pero no para los trabajadores por cuenta propia. Mientras que en Cali las diferencias entre nativos y migrantes se observan para los asalariados, donde el tiempo de residencia es irrelevante,

en Barranquilla las diferencias entre migrantes y nativos sólo son significativas en el caso de los asalariados, las discrepancias se reducen con el tiempo de residencia. La conclusión general del autor es que para los trabajadores asalariados ser migrante se traduce en un menor ingreso (5% menos), diferencia que no es significativa en todas las ciudades, pero que se reduce con el tiempo de residencia. Para el caso de los trabajadores por cuenta propia, el ingreso de los migrantes puede ser mayor, aunque no significativo en las ciudades estudiadas.

Flórez (2003) indica que en Colombia la migración del campo a las ciudades ha disminuido y ya no es la causa del crecimiento de la población urbana. Hubo un pico en los años cincuenta y sesenta, pero disminuyó desde los setenta. Sin embargo, el conflicto interno ha presionado a que la población del campo se desplace a las ciudades. Dicho autor usa la ENH de 1984, 1992 y 2000 para diez ciudades principales, y encuentra que entre los años analizados hubo un cambio en las características de los migrantes, el cual ocurrió (en su mayoría) entre 1992 y 2000. El segundo gran resultado de la autora es que los migrantes tienen mayor probabilidad de participar en el sector informal. En cuanto a las diferencias de género, la evidencia de Flórez (2003) indica que las mujeres son mejor asimiladas por los mercados laborales urbanos; es decir, la posibilidad de ser informal disminuye para ellas con el tiempo de residencia, resultado que no se observa en el caso de los hombres.

Flórez (2003) llama la atención sobre el problema de los datos en Colombia. Aunque las encuestas registran la migración del campo a la ciudad cuando existe un cambio en el municipio, no toman en cuenta como migración los desplazamientos del campo a la ciudad en un mismo municipio. Como consecuencia, se observa una caída en la migración del campo a las ciudades, a pesar de que de acuerdo con el factor social se espere lo contrario.

Una variable determinante en la migración económica es el ingreso esperado, lo que involucra tanto el ingreso propio como la probabilidad de conseguirlo, que dependerá de elementos como el desempleo, el subempleo y la informalidad. Sin embargo, en la decisión de migrar, específicamente a dónde migrar, también intervienen los atributos de los lugares de origen y destino de los desplazamientos. En este sentido, Galvis (2004) usa la migración reciente del censo de población y vivienda de 1993 y muestra que en Colombia las diferencias en el desarrollo de las regiones explican el flujo de migración de un área a otra, de una región aislada y rezagada a regiones centrales, mejores conectadas y de mayor prosperidad. Atributos como la inseguridad son un motivo de expulsión de población.

## II. DATOS Y ESTRATEGIA EMPÍRICA

En este documento se utilizaron dos fuentes de información. La primera es con fines descriptivos y corresponde a los flujos migratorios por municipios reportada en el Censo general de 2005. Además de las preguntas sobre migración permanente y reciente que se suelen incluir en las encuestas de hogares aplicadas por el DANE, el censo mencionado permite identificar otras características de la población y su relación con el territorio, a saber: departamento, municipio y clase (urbana o rural) del último cambio de residencia; así como el año y la causa de la última migración. Otra característica que se puede identificar son las denominadas ciudades dormitorio, y los municipios donde tiene mayor incidencia la migración pendular, es decir, aquella que ocurre cuando la población sale a trabajar o estudiar en sitios diferentes a su lugar de residencia permanente.

Los datos del Censo general de 2005 fueron usados para calcular las tasas de migración de toda la vida, reciente y pendular para ocho regiones colombianas: los Andes occidentales, conformada por los municipios que pertenecen a los departamentos de Antioquia, Caldas, Quindío, Risaralda y Valle del Cauca (sin Buenaventura); los Andes orientales, conformada por los departamentos de Boyacá, Huila, Norte de Santander, Santander, Tolima y Cundinamarca (sin incluir a Bogotá en este grupo, pues fue tratada como una región aparte); el Caribe continental, que incluye a los departamentos de Atlántico, Bolívar, Cesar, Córdoba, La Guajira, Magdalena y Sucre; el Pacífico colombiano, con los departamentos de Chocó, Cauca, Nariño y el municipio de Buenaventura; la Amazonía, conformada por los departamentos de Amazonas, Caquetá, Guainía, Guaviare, Putumayo y Vaupés; la Orinoquía, por los departamentos de Meta, Casanare, Arauca y Vichada, y la región insular de San Andrés.

La información sobre flujos migratorios por municipios fue insumo para estimar un modelo gravitacional de migración interna y validar algunos de los hechos estilizados referidos por otros autores sobre el tema de tal movimiento por razones económicas. Los resultados de las estimaciones se presentan como evidencia preliminar.

La segunda fuente de información corresponde a la Encuesta continua de hogares (ECH), 2001 a 2006, donde se incluyó el módulo de preguntas sobre migración para los sondeos del primer trimestre de cada año. Para los centros urbanos la ECH recoge la información de las trece principales ciudades y sus áreas metropolitanas. En el ámbito nacional la encuesta obtiene información urbana y rural para 23 departamentos de acuerdo con el sitio de residencia. Esto implica que la región insular de San Andrés quedó por fuera del análisis y que las regiones de la Orinoquía y la Amazonía incluyeran información para

sólo un departamento: el Meta, en el caso de la Orinoquía, y Caquetá, en el de la Amazonía.

El módulo de migración fue respondido por toda la población encuestada. Las dos primeras preguntas permiten identificar a los migrantes permanentes como aquellos que fueron consultados en lugares diferentes de donde son naturales. Se asume que una persona es natural del sitio (departamento, municipio y origen rural o urbano) donde vivían los padres al momento de nacimiento del individuo.

Las siguientes cinco preguntas del módulo de migración fueron dirigidas a la identificación de los migrantes recientes, es decir, quienes llevan cinco años o menos en el sitio actual de residencia. Para este tipo de migrantes, al igual que para los permanentes o de toda la vida, se preguntó por la clasificación urbana o rural y el departamento y municipio de residencia anterior. Adicionalmente, a los migrantes recientes se les preguntó por el número de años que llevan viviendo en el sitio actual y por las razones que motivaron sus desplazamientos.

La ECH fue usada para estimar algunos modelos de ingresos laborales, en los que se calculan las brechas regionales y los cambios que han tenido por efecto de la migración reciente y la de toda la vida. Esta fuente de información también permite una estimación razonable de los retornos de la educación, agrupando a los individuos de acuerdo con su región de residencia y, posteriormente, organizando la base de datos según la región de nacimiento o de residencia anterior. Buscando que los ejercicios presentados en la sección de resultados se puedan replicar con facilidad, no se realizó ningún tipo de modificación sobre las variables diferente al de expresarlos todos a precios constantes de diciembre de 2008. No se consideraron las observaciones que reportaron un ingreso total familiar igual a cero o aquellas familias en las que el jefe de hogar o el cónyuge no respondieron a la pregunta de ingresos laborales. Lo anterior significó sacrificar el 35,4% de la muestra, quedando un total de 556.611 observaciones para realizar las estimaciones.

### III. EVIDENCIA PRELIMINAR

De acuerdo con el Censo general de 2005, el 35,94% de los colombianos han migrado permanentemente entre diferentes lugares de la geografía colombiana, un 7,32% lo ha hecho recientemente y un 8,44% de la población ocupada se dirige diariamente a otros municipios por razones de trabajo. Por regiones, sobresalen la Orinoquía y los Andes occidentales con los porcentajes más altos de migración permanente. El 47,88% de quienes respondieron al módulo de migración en la

Orinoquía viven en municipios diferentes al de sus padres y el 12,65% cambió su lugar de residencia en los últimos cinco años. Las regiones con menos migración permanente fueron el Pacífico (19,57) y el Caribe continental (25,84). A excepción de la región insular de San Andrés, que tiene controles de inmigración, las regiones del Caribe y el Pacífico también mostraron los porcentajes más bajos de migración reciente. En cuanto a la migración pendular, la región que mostró cifras más altas fue la de los Andes occidentales, con lo que el 11,72% de su fuerza laboral trabaja en otros municipios diferentes al de residencia. Una razón para este resultado es que cuatro de sus cinco ciudades capitales conforman áreas metropolitanas con más de un municipio (Cuadro 1).

**CUADRO 1. MIGRANTES COMO PORCENTAJE DE LA POBLACIÓN RESIDENTE EN LAS REGIONES COLOMBIANAS, 2005**

	PERMANENTE	RECIENTE	PENDULAR
Colombia	35,9	7,3	8,4
Andes occidentales	42,2	8,9	11,7
Andes orientales	40,6	9,4	13
Bogotá, D. C.	38,2	5,8	2,4
Caribe continental	25,8	4,4	7,8
Pacífico	19,6	4,6	3,7
Orinoquía	47,9	12,7	3,9
Amazonía	35,1	9,6	1,3
San Andrés Islas	37,2	2,9	0,4

Fuente: DANE (Censo General, 2005); cálculos del autor.

Una parte importante de la migración no implica movimientos de población entre regiones y sólo ocurre dentro de ellas. Del 35,94% de los colombianos que migraron permanentemente, 21,78 puntos porcentuales (pp) fueron desplazamientos en los que no hubo cambios de región, quedando 14,16 pp explicados por migraciones entre regiones. En cuanto a la migración de toda la vida, las regiones que porcentualmente recibieron más población de otros lugares fueron Bogotá (pp. 38, 21), la Orinoquía (30,89 pp), la Amazonía (20,07 pp) y la región insular de San Andrés (35,60 pp). Estas cuatro también recibieron los mayores flujos de población por cuenta de la migración reciente (Cuadro 2).

Los flujos de migración entre municipios que reporta el Censo general de 2005 corroboran algunos hechos estilizados sobre tal fenómeno en Colombia.

**CUADRO 2. PORCENTAJE DE MIGRANTES ENTRE REGIONES Y DEPARTAMENTOS, Y DENTRO DE ESTOS, 2005**

	REGIONES				DEPARTAMENTOS			
	PERMANENTE		RECIENTE		PERMANENTE		RECIENTE	
	INTRA	ENTRE	INTRA	ENTRE	INTRA	ENTRE	INTRA	ENTRE
Colombia	21,8	14,2	4,2	3,2	15,8	20,2	3,1	4,3
Andes occidentales	32,6	9,6	6,7	2,2	25,2	17,1	5,2	3,7
Andes orientales	28,9	11,8	5,4	4,1	21,9	18,7	4,2	5,3
Bogotá D. C.	0	38,2	0	5,8	0	38,2	0	5,8
Caribe continental	21,3	4,6	3,4	1	11,2	14,7	1,7	2,7
Pacífico	13,3	6,3	2,1	2,4	12	7,6	1,9	2,7
Orinoquía	17	30,9	5,2	7,4	13,4	34,5	4	8,6
Amazonía	15	20,1	4,9	4,7	13,7	21,3	4,3	5,4
San Andrés Islas	1,6	35,6	0,3	2,6	1,6	35,6	0,3	2,6

Fuente: DANE (Censo general, 2005); cálculos del autor

El primero de ellos, discutido en la revisión de la literatura, plantea que a pesar de que la decisión de migrar obedece a múltiples causas, una parte importante de los desplazamientos voluntarios es por razones económicas. Las personas eligen como destino lugares con mayor actividad económica; de hecho, tanto mayor sea la diferencia entre los niveles de desarrollo entre municipios, mayor es el flujo de migrantes hacia los municipios más prósperos. La conclusión se mantiene tanto para la migración reciente como para la de toda la vida. En el caso de la migración pendular, los flujos más altos de quienes se desplazaron temporalmente por razones laborales también están asociados con mayores niveles de desarrollo económico, en este caso, el que se observa en los municipios de residencia (Cuadro 3).

El segundo hecho estilizado es el de que los migrantes buscan como destino lugares que ofrezcan mejores condiciones de vida. Los datos del Censo general de 2005 muestran que los mayores flujos están inversamente relacionados con las diferencias municipales en el indicador de necesidades básicas insatisfechas (NBI), es decir, en tanto más rezagado se encuentre un municipio en cuanto a NBI, mayor va a ser el desplazamiento hacia municipios de menos pobreza estructural. Las diferencias económicas en cuanto a calidad de vida están mejor asociadas con la migración reciente y pendular que con la migración de toda la vida.

**CUADRO 3. MODELO GRAVITACIONAL PARA LA MIGRACIÓN EN COLOMBIA, 2005**

$\ln(M_{ij} / M_{ii})$	PERMANENTE	RECIENTE	PENDULAR
Distancia económica	0,4565	0,5016	0,5254
$\ln(\text{PIB } pj) - \ln(\text{PIB } pi)$	(0,1196)	(0,1159)	(0,1297)
Distancia económica NBI j – NBI i	-0,1214 (0,2477)	-0,5364 (0,2496)	-1,0509 (0,3342)
Distancia geográfica km × 100	-0,2981 (0,0128)	-0,2525 (0,0113)	-0,3611 (0,0195)
Distancia demográfica $\ln(\text{Pob. } j) - \ln(\text{Pob. } i)$	0,672 (0,0139)	0,592 (0,0276)	0,6388 (0,0414)
Distancia social (Homicidios j - Homicidios i) × 1.000	-0,102 (0,018)	-0,0908 (0,0182)	-0,1227 (0,0145)
Constante	-6,7262 (0,0285)	-7,376 (0,0252)	-6,5551 (0,045)
Observaciones	172.059	57.369	16.343
R <sup>2</sup>	0,6138	0,6618	0,7315

Notas: 1/ En la estimación por variables instrumentales se considera la distancia económica como una variable endógena al flujo de migración. Las variables instrumentales usadas en la estimación sesgada fueron: como indicadores del capital humano se usó la diferencia municipal en el promedio de años de educación de la población entre 25 y 65 años y en el número promedio de libros leídos en el año anterior al censo. La diferencia municipal en la tasa de mortalidad infantil y en la tasa de urbanización como indicadores de la calidad de vida.

2/ La variable dependiente corresponde al flujo de migración del municipio i al municipio j, normalizada por la población de i que no migró.

3/ La distancia geográfica es la distancia euclidiana entre las cabeceras municipales.

4/ La tasa de homicidios es calculada para hombres entre 15 y 54 años, promedio 1998 a 2006. Incluye tanto las muertes por agresiones y secuelas, como aquellas causadas por la intervención legal y operaciones de guerra.

5/ Se reportan los errores estándar robustos en *clusters* de municipios.

Fuentes: el PIB por habitante para municipios es el estimado en Romero J. (2009), "Geografía económica del Pacífico colombiano", en *Documentos de Trabajo sobre Economía Regional*, núm. 116 (septiembre), Banco de la República, Cartagena. La tasa de homicidios es calculada a partir del registro de defunciones del DANE. Las demás variables se estiman con datos del DANE (Censo general, 2005).

Aunque los mayores flujos migratorios están determinados por unas mejores condiciones económicas en los municipios de destino, también es cierto que algunos municipios gozan de mayor prosperidad económica por cuenta de los migrantes que han recibido de otros lugares del país. En este sentido, los flujos migratorios podrían estar relacionados endógenamente con las diferencias económicas de los municipios. Usando como variables instrumentales del PIB por habitante y el NBI las diferencias municipales en el capital humano y en la calidad de vida, se encuentra que el factor económico es preponderante a la hora de explicar los flujos de población.

Además de la distancia económica, que se puede medir a partir de las diferencias en el PIB por habitante y el indicador de NBI, existen otros elementos que están relacionados con los flujos migratorios. El tercer hecho estilizado sugiere



que la distancia geográfica, que se suele usar como aproximación a los costos de la migración, está inversamente relacionada con los diferentes tipos de migración: a mayor distancia entre las cabeceras municipales, se esperan menores desplazamientos de población.

Un cuarto hecho estilizado indica que los migrantes se desplazan hacia ciudades más grandes, lo que ha contribuido a una mayor concentración de la población en las principales capitales. En este sentido, las mayores diferencias demográficas, en cuanto al tamaño de la población, se relacionan positivamente con mayores flujos de migración.

Finalmente, están los factores del orden público como causa de los desplazamientos, en ellos los migrantes abandonan los lugares más violentos para establecerse en municipios menos conflictivos, esto último medido a partir de la tasa de homicidios para hombres entre 15 y 54 años. La interpretación que tiene este coeficiente para la migración pendular sugiere que, a pesar de que algunos individuos tienen vínculos laborales en otros municipios, deciden no establecerse permanentemente en ellos.

#### **IV. RESULTADOS**

Inicialmente, se estimaron tres modelos para cuantificar las diferencias regionales en el ingreso laboral, controlando por la edad, el tipo de empleo y el origen rural. En el primero de ellos, el modelo base, se calculó la diferencia en el ingreso laboral entre Bogotá y cada una de las regiones, estas últimas organizadas según el lugar de residencia actual de los individuos. En el segundo y tercer modelos las regiones fueron conformadas de acuerdo con el lugar de origen de los individuos (el municipio en el que residían los padres al nacer), y el último cambio de residencia (si lo hubo) en los cinco años anteriores cuando se aplicó la encuesta. Las comparaciones entre los tres modelos muestran el cambio en las diferencias regionales por efecto de la migración reciente y la de toda la vida, sin tener en cuenta la educación.

Los resultados de las estimaciones muestran que la amplitud de las diferencias regionales en el modelo base es de 37,7% en favor de Bogotá, cuando sus habitantes son comparados con los residentes del Pacífico colombiano. En general, en todas las regiones se observan menores ingresos laborales cuando se comparan con la capital. A la región del Pacífico le sigue el Caribe continental (-25,1), los Andes orientales (-22,9), la Orinoquía (-20,2), los Andes occidentales (-14,2) y la Amazonía (-6,6). Todas las diferencias anteriores son significativas al 5%. Vale la pena señalar que, de acuerdo con este modelo, las brechas regionales aumentan en 31,5% cuando los individuos residen en zonas rurales y en 27,9% cuando han nacido fuera de las cabeceras municipales (Cuadro 4, columna 1).

Al contrastar el modelo base con el de migración reciente se observa una reducción marginal en las brechas regionales. La comparación entre Bogotá y el Pacífico se reduce cerca de 2%, diferencia que es poco significativa. En general, no hay cambios sustanciales entre el modelo base y el que pretende capturar el efecto de la migración reciente. Los movimientos de población que han ocurrido en un período no superior a cinco años no tienen un efecto apreciable sobre las diferencias regionales, cuando no se ha tenido en cuenta el efecto de la educación.

La estimación del modelo de migración permanente muestra una reducción baja, aunque significativa, en los desbalances regionales en el ingreso laboral. El ingreso laboral de los nacidos en el Pacífico colombiano es 32,5% más bajo comparados con los nacidos en Bogotá. Para la región del Caribe continental las diferencias se mantienen (-24,9), le siguen los Andes orientales (-18,5), los Andes occidentales (-16,5), la Orinoquía (-14,7) y la Amazonía (-10,0). Las estimaciones hechas para las dos últimas regiones deben interpretarse con cautela, pues se trata de regiones en las que sólo se incluyó un departamento: el Meta, en el caso de la Orinoquía, y Caquetá, en el de la Amazonía (Cuadro 4, columna 2).

Un resultado preliminar de las estimaciones anteriores indicaría que la migración reciente y la de toda la vida no tienen un efecto importante sobre las brechas regionales en el ingreso en Colombia, al menos cuando no se tienen en cuenta los retornos del capital humano. Dada la forma como están asociados los ingresos laborales con la educación, las brechas regionales citadas podrían estar sesgadas por alguna variable omitida. Se incluyó el nivel de educación en los modelos anteriores a partir de un conjunto de cinco *dummies* escalonadas, y se hicieron las respectivas pruebas de contraste de verosimilitud, en las que se prefirieron los modelos que incluyen educación<sup>1</sup>.

---

<sup>1</sup> La prueba de razón de verosimilitud se calcula de la siguiente ecuación:  $LR = -2 \times [\ln(\text{Verosimilitud } R) - \ln(\text{Verosimilitud } NR)]$ , donde *R* representa al modelo restringido y *NR* al no restringido. En este caso el modelo no restringido es aquel que incluye las variables de educación. El estadístico *LR* se distribuye asintóticamente como un chi cuadrado  $\chi^2(dfR - dfNR)$ , donde *dfR* es el número de grados de libertad del modelo restringido y *dfNR* el del no restringido.

El estadístico *LR* para el modelo de diferencias regionales según el lugar actual de residencia fue de 71,449; de 71,550 en el caso de las diferencias regionales por lugar de nacimiento, y de 71,485 en el de diferencias regionales por lugar anterior de residencia. Los tres valores exceden el valor crítico de una distribución  $\chi^2(5)$ , al 5% de significancia, razón por la que se rechazan los modelos restringidos en favor de los que incluyeron variables educativas.

**CUADRO 4. DIFERENCIAS REGIONALES EN EL INGRESO LABORAL SEGÚN REGIONES DE RESIDENCIA, ORIGEN Y RESIDENCIA ANTERIOR (SIN CONTROLAR POR EDUCACIÓN), 2001-2006**

	RESIDENCIA (1)	ORIGEN (2)	RESIDENCIA ANTERIOR (3)	(1) - (2)	(1) - (3)
Rural (residencia)	-0,315 (0,0134)	-0,3749 (0,0131)	-0,3289 (0,0133)	0,0599 (0,0133)	0,0139 (0,0133)
Rural (nacimiento)	-0,2792 (0,008)	-0,24 (0,0082)	-0,2738 (0,008)	-0,0392 (0,0081)	-0,0055 (0,008)
Andes occidentales	-0,1423 (0,0089)	-0,1654 (0,0119)	-0,1377 (0,0091)	0,0231 (0,0105)	-0,0046 (0,009)
Andes orientales	-0,2296 (0,0109)	-0,1851 (0,0129)	-0,2135 (0,0108)	-0,0444 (0,0119)	-0,0161 (0,0109)
Caribe continental	-0,2513 (0,0092)	-0,2492 (0,0119)	-0,2357 (0,0094)	-0,0021 (0,0107)	-0,0156 (0,0093)
Pacífico	-0,3779 (0,0203)	-0,3259 (0,0176)	-0,3589 (0,0196)	-0,052 (0,019)	-0,019 (0,0199)
Orinoquía	-0,202 (0,0114)	-0,1479 (0,0238)	-0,1805 (0,014)	-0,054 (0,0186)	-0,0215 (0,0128)
Amazonía	-0,0662 (0,0226)	-0,1008 (0,0299)	-0,1096 (0,0263)	0,0346 (0,0265)	0,0434 (0,0245)
Lambda	-0,3763 (0,0338)	-0,3811 (0,0335)	-0,376 (0,0338)	0,0049 (0,0336)	-0,0003 (0,0338)
Observaciones	556.611	556.611	556.611		
No censuradas	248.660	248.660	248.660		

Notas: 1/ Los coeficientes reportados se refieren al cambio porcentual en el ingreso laboral, estimados a partir de un modelo de selección por máxima verosimilitud. Además de los estimadores presentados, cada modelo incluyó en la ecuación de ingresos las siguientes variables dummies: escalonadas por grupos de edad, para los trabajadores asalariados y para los años de la encuesta. En la ecuación de selección se consideraron: dummies escalonadas por grupos de edad y nivel educativo, el ingreso no laboral, el tamaño del hogar, y dummies para mujeres, hogares con menores a 6 años, cabezas de hogar y casados, estudiantes, los años de la encuesta y las observaciones rurales. 2/ Las estimaciones se hicieron usando factores analíticos de expansión, éstos hacen una corrección por frecuencias pero mantienen el número de observaciones en los cálculos. Fueron estratificados por clase (urbano-rural), municipio, grupo de edad y género, usando las participaciones observadas en el Censo General 2005.

3/ Errores estándar robustos

Fuente: DANE (Encuesta continua de hogares, 2001-2006); cálculos del autor.

Teniendo en cuenta los retornos de la educación, la diferencia regional más alta, comparada con Bogotá, la tiene el Pacífico colombiano. Los residentes de esta región muestran un ingreso laboral inferior en 30,3%. Para el caso del Caribe continental la brecha se reduce a 15,3%, casi 10 pp menos que en el mismo modelo cuando no se incluía la educación. Le siguen los Andes orientales (-11,2), la Orinoquía (-8,7), la Amazonía (+6,7) y los Andes occidentales (-3,8). Las brechas aumentan en 17,3 pp para los individuos que residen fuera de los centros urbanos y en 4,9 pp cuando han nacido en áreas rurales (Cuadro 5, columna 1).

Al considerar el efecto de la migración reciente no se advierten cambios significativos en estos valores; sin embargo, cuando se estiman las diferencias regionales

considerando el lugar de origen de los individuos se observan reducciones importantes para la mayoría de regiones. El desbalance entre el Pacífico colombiano y Bogotá cae a 18,0%. El contraste entre esta última y el Caribe continental es de 11,7%. Este resultado apunta a que el ingreso laboral de los nacidos en el Pacífico o en el Caribe es más alto que el ingreso de los que efectivamente residen en esas regiones. En este sentido, del 30,3% que hay de diferencia entre Bogotá y el Pacífico o del 15,3% entre Bogotá y el Caribe, esto es, 12,3 pp y 3,6 pp, es por cuenta de la migración de toda la vida. Así mismo, el resultado pone en evidencia el hecho de que los individuos emigran de las regiones periféricas a otras que ofrecen mejores oportunidades (Cuadro 5, columnas 2 y 4).

El paso siguiente consistió en estimar la interacción entre las variables de migración y las de educación. Las tres estimaciones a continuación están motivadas por los cambios que se observaron en las variables regionales al incluir la remuneración del capital humano. Al concentrarnos en los retornos de la educación universitaria completa, medidos por el efecto acumulado de las *dummies* escalonadas de nivel educativo, se observan diferencias sustanciales en el retorno de la educación superior. Manteniendo constante el efecto de las demás variables, los retornos más altos pertenecen a los residentes de Bogotá, con 177% más que el grupo sin ningún nivel educativo completo; le siguen quienes residen en los Andes occidentales (166,7), en la Amazonía (162,8), en la Orinoquía (156,7), en el Pacífico (146,3), en los Andes orientales (141,8) y en el Caribe (139,6). En consecuencia, la diferencia regional más alta es la que se observa entre Bogotá y el Caribe colombiano, ya que es de 37,7 pp y significativa al 5% (Cuadro 6, columna 1).

Las interacciones entre las variables de educación y las regiones, conformadas según el lugar de origen y el lugar de residencia anterior, no mostraron cambios importantes al ser comparadas con el modelo de interacción entre educación y región actual de residencia. Los nacidos en la región de los Andes orientales tienen 16,1 pp más de remuneración que los que efectivamente viven en la región y que también cuentan con educación universitaria completa. El otro cambio significativo se observa en la región Caribe, donde los nacidos en esta región tienen 5,0 pp más retorno por su capital humano que los que residen en ella. En general, Bogotá muestra los retornos más altos en los tres modelos de interacción, y la mayor amplitud de las diferencias regionales es la que se observa entre Bogotá y el Caribe.

**CUADRO 5. DIFERENCIAS REGIONALES EN EL INGRESO LABORAL SEGÚN REGIONES DE RESIDENCIA, ORIGEN RESIDENCIA ANTERIOR (CONTROLANDO POR NIVEL EDUCATIVO), 2001-2006**

	RESIDENCIA (1)	ORIGEN (2)	RESIDENCIA ANTERIOR (3)	(1) – (2)	(1) – (3)
Rural (residencia)	-0,1739 (0,0115)	-0,2103 (0,0112)	-0,1851 (0,0114)	0,0363 (0,0113)	0,0112 (0,0114)
Rural (nacimiento)	-0,0497 (0,0073)	-0,0372 (0,0075)	-0,0463 (0,0073)	-0,0124 (0,0074)	-0,0033 (0,0073)
Andes occidentales	-0,038 (0,0074)	-0,0151 (0,0098)	-0,0328 (0,0076)	-0,0229 (0,0087)	-0,0051 (0,0075)
Andes orientales	-0,1125 (0,0097)	-0,0427 (0,0108)	-0,0976 (0,0096)	-0,0698 (0,0103)	-0,0149 (0,0097)
Caribe continental	-0,1539 (0,0078)	-0,1174 (0,0099)	-0,14 (0,008)	-0,0365 (0,0089)	-0,0139 (0,0079)
Pacífico	-0,3037 (0,0184)	-0,1805 (0,0154)	-0,2793 (0,0176)	-0,1231 (0,017)	-0,0244 (0,018)
Orinoquía	-0,087 (0,0099)	-0,0254 (0,0207)	-0,0669 (0,013)	-0,0616 (0,0162)	-0,0201 (0,0116)
Amazonía	0,067 (0,0192)	0,0474 (0,025)	0,0197 (0,0246)	0,0197 (0,0223)	0,0473 (0,0221)
Lambda	-0,0871 (0,0131)	-0,0887 (0,0132)	-0,0868 (0,0131)	0,0016 (0,0131)	-0,0003 (0,0131)
Observaciones	556.611	556.611	556.611		
No censuradas	248.660	248.660	248.660		

Notas: 1/ Los coeficientes reportados se refieren al cambio porcentual en el ingreso laboral, estimados a partir de un modelo de selección por máxima verosimilitud. Además de los estimadores presentados, cada modelo incluyó en la ecuación de ingresos las siguientes variables dummies: escalonadas por grupos de edad y nivel educativo, para los trabajadores asalariados y para los años de la encuesta. En la ecuación de selección se consideraron las mismas variables que en las regresiones anteriores.

2/ Las estimaciones se hicieron usando factores analíticos de expansión. Fueron estratificados por clase (urbano-rural), municipio, grupo de edad y género, usando las participaciones observadas en el Censo General de 2005.

3/ Errores estándar robustos.

Fuente: DANE (Encuesta continua de hogares, 2001-2006); cálculos del autor.

**CUADRO 6. DIFERENCIAS REGIONALES DE LOS RETORNOS DE LA EDUCACIÓN SEGÚN REGIONES DE RESIDENCIA, ORIGEN Y RESIDENCIA ANTERIOR, 2001-2006**

	RESIDENCIA (1)	ORIGEN (2)	RESIDENCIA ANTERIOR (3)	(1) – (2)	(1) – (3)
Andes occidentales	1,6675 (0,0138)	1,6798 (0,0153)	1,6647 (0,0144)	-0,0124 (0,0146)	0,0028 (0,0141)
Andes orientales	1,4181 (0,0307)	1,5791 (0,0237)	1,4244 (0,0293)	-0,161 (0,0274)	-0,0063 (0,03)
Bogotá, D. C.	1,7702 (0,0213)	1,7363 (0,0293)	1,7733 (0,0219)	0,034 (0,0256)	-0,0031 (0,0216)
Caribe continental	1,3965 (0,0126)	1,4467 (0,015)	1,4111 (0,0133)	-0,0503 (0,0139)	-0,0146 (0,0129)
Pacífico	1,4633 (0,0587)	1,5353 (0,0415)	1,468 (0,0547)	-0,072 (0,0508)	-0,0047 (0,0567)
Orinoquía	1,5673 (0,0274)	1,6664 (0,0829)	1,5003 (0,048)	-0,0991 (0,0617)	0,067 (0,0391)
Amazonía	1,6285 (0,0683)	1,6305 (0,0828)	1,6254 (0,0811)	-0,0021 (0,0759)	0,0031 (0,0749)
Lambda	-0,0914 (0,0131)	-0,0923 (0,0133)	-0,0912 (0,0131)	0,0008 (0,0132)	-0,0003 (0,0131)
Observaciones	556.611	556.611	556.611		
No censuradas	248.660	248.660	248.660		

Notas: 1/ Los coeficientes reportados se refieren a los retornos de la educación superior (nivel universitario completo: efecto acumulado de las dummies escalonadas por nivel educativo) que se observan en una ecuación de ingreso laboral estimada a partir de un modelo de selección por máxima verosimilitud, en donde las variables de educación interactúan con las regionales. Además de los estimadores presentados, cada modelo incluyó en la ecuación de ingresos las siguientes variables *dummies*: escalonadas por grupos de edad, para los que nacieron en áreas rurales y para quienes viven en ellas, para los trabajadores asalariados y para los años de la encuesta. En la ecuación de selección se consideraron las mismas variables que en las regresiones anteriores.

2/ Las estimaciones se hicieron usando factores analíticos de expansión. Fueron estratificados por clase (urbano-rural), municipio, grupo de edad y género, usando participaciones observadas en el Censo General de 2005

3/ Errores estándar robustos.

Fuente: DANE (Encuesta continua de hogares, 2001-2006); cálculos del autor.

El ejercicio final se limitó a las 30.018 observaciones que representan a los habitantes de Bogotá, de los cuales en 13.487 casos se reportó ingreso laboral. Las estimaciones se concentraron en Bogotá por tres razones. Primero, porque en las anteriores se registraba como la región de mayor prosperidad y los más altos retornos de la educación. Segundo, porque como consecuencia de esa prosperidad concentra un porcentaje importante de migrantes tanto recientes como permanentes. Los datos de la ECH para los trimestres estudiados muestran que del total de residentes en Bogotá solamente el 52,6% la señaló como el lugar de residencia de sus padres al momento de nacer cada individuo y el 93,2% vivió

en Bogotá en los últimos cinco años. Es decir, que por cuenta de la migración permanente Bogotá reporta el 47,4% de su población y el 6,8% por causa de la migración reciente. Tercero, porque caracteriza un mercado laboral urbano, el más grande de Colombia, y en el que se pueden aislar elementos que se dejaban pasar en las estimaciones anteriores, tales como: las observaciones rurales, o de municipios pequeños (menos de 100.000 habitantes), así como las diferencias regionales en la calidad de la educación.

Continuando con el esquema analítico que se siguió en el total de cabeceras municipales y área rural dispersa incluidas en la ECH, en el caso de Bogotá también se estimó un modelo de base en el que se cuantifican las diferencias en el ingreso laboral de acuerdo con la región de origen, sin controlar por los retornos del capital humano. En este modelo no se observan diferencias significativas entre los nacidos en Bogotá y los que provienen de otras regiones, a excepción de los nacidos en la región de los Andes orientales, quienes reciben en promedio 9,9% menos que los bogotanos de nacimiento (Cuadro 7, columna 1).

Al tener en cuenta las variables educativas que cuantifican los retornos de la educación en Bogotá, las diferencias regionales aumentan, en este caso en favor de quienes provienen de otras regiones. Tal es el caso de los individuos que migraron, en algún momento de su vida, del Pacífico a la capital. Ellos reciben en promedio 16,9% más ingreso laboral que los nacidos en Bogotá, manteniendo otras características constantes. Las comparaciones entre los bogotanos y quienes nacieron en la región Caribe también son en favor de estos últimos, en este caso los nacidos en el Caribe recibieron 7,5% más ingreso que los bogotanos natos.

El modelo de base y el que incluye retornos de la educación fueron comparados con una prueba de razón de verosimilitud en la que el modelo mejor especificado resultó ser el que incluyó las variables educativas<sup>2</sup> (Cuadro 7, columna 2).

La última estimación consistió en la relación entre educación y región de nacimiento para los residentes de Bogotá. Lo primero que se debe mencionar es que cuando nos concentramos en los retornos de la educación universitaria completa, es decir, según el efecto agregado de las *dummies* escalonadas por nivel educativo para cada región, los nacidos en Bogotá muestran rendimientos más bajos que los que se pueden observar en los bogotanos por adopción, pero que han nacido en otras regiones.

---

<sup>2</sup> El estadístico *LR* para este contraste fue igual a 5,115 y se comparó con una distribución  $\chi^2(5)$ . Como el estadístico *LR* excede al valor crítico, se descartó el modelo restringido, es decir, aquel que no incluía variables de educación.

**CUADRO 7. DIFERENCIAS REGIONALES EN EL INGRESO LABORAL DE LOS BOGOTANOS SEGÚN REGIONES DE ORIGEN, 2001-2006**

	SIN CONTROLAR POR EDUCACIÓN	CONTROLANDO POR EDUCACIÓN	(1) – (2)
	(1)	(2)	
Rural (nacimiento)	-0,3337 (0,0216)	-0,0523 (0,0186)	-0,2814 (0,0202)
Andes occidentales	-0,0098 (0,0344)	0,0675 (0,0287)	-0,0773 (0,0317)
Andes orientales	-0,0991 (0,0203)	0,0145 (0,0171)	-0,1136 (0,0188)
Caribe continental	0,0382 (0,0443)	0,0751 (0,0352)	-0,0369 (0,04)
Pacífico	0,0726 (0,0537)	0,1699 (0,0452)	-0,0973 (0,0496)
Orinoquía	0,0735 (0,0744)	0,066 (0,0667)	0,0075 (0,0707)
Amazonía	0,0346 (0,0852)	0,1604 (0,0708)	-0,1258 (0,0783)
Lambda	-0,7074 (0,0549)	-0,0106 (0,0356)	-0,6968 (0,0463)
Observaciones	30.018	30.018	
No censuradas	13.487	13.487	

Notas: 1/ Los coeficientes reportados se refieren al cambio porcentual en el ingreso laboral, estimados a partir de un modelo de selección por máxima verosimilitud. Además de los estimadores presentados, en la ecuación de ingresos cada modelo incluyó las siguientes variables dummies: escalonadas por grupos de edad y nivel educativo (en el modelo que se controla por educación), para los trabajadores asalariados y para los años de la encue sta. En la ecuación de selección se consideraron las mismas variables que en las regresiones anteriores, las cuales aplican a las observaciones de Bogotá.

2/ Las estimaciones se hicieron usando factores analíticos de expansión. Fueron estratificados por grupo de edad y género usando las participaciones observadas en el Censo General de 2005, en la ciudad de Bogotá.

3/ Errores estándar robustos

Fuente: DANE (Encuesta continua de hogares, 2001-2006); cálculos del autor.

Lo segundo, es que existen diferencias significativas entre los bogotanos natos y los que provienen de los Andes occidentales, que son del orden de 13,0 pp, con los de la región Caribe, de 17,3 pp, y con los del Pacífico colombiano, que llega a 21,1 pp. El resultado anterior aporta evidencia en favor del éxito económico que tienen individuos nacidos en la periferia colombiana que cuentan con educación universitaria y que en algún momento de sus vidas migraron a Bogotá. El resultado anterior es importante en tanto pone fin al falso estereotipo que señala que el atraso de la periferia frente al del interior del país es por causas idiosincrásicas. En condiciones más o menos similares, por ejemplo en el mercado laboral



bogotano, quienes migraron del Pacífico y del Caribe continental mostraron los retornos de la educación más altos (Cuadro 8).

**CUADRO 8. DIFERENCIAS REGIONALES EN LOS RETORNOS DE LA EDUCACIÓN DE LOS BOGOTANOS SEGÚN REGIONES DE ORIGEN, 2001-2006**

	RETORNO	DIFERENCIA CON BOGOTÁ
Andes occidentales	1,788	0,1304
	-0,0834	-0,0635
Andes orientales	1,6535	-0,0041
	-0,0406	-0,037
Bogotá, D. C.	1,6576	
	-0,0332	
Caribe continental	1,8309	0,1733
	-0,1114	-0,0822
Pacífico	1,8692	0,2116
	-0,1447	-0,105
Orinoquía	1,8116	0,154
	-0,2388	-0,1705
Amazonía	1,9928	0,3352
	-0,2448	-0,1747
Lambda	-0,011	
	-0,0356	
Observaciones	30.018	
No censuradas	13.487	

Notas: 1/ Los coeficientes reportados se refieren a los retornos de la educación superior (nivel universitario completo: efecto acumulado de las dummies escalonadas por nivel educativo) que se observan en una ecuación de ingreso laboral estimada a partir de un modelo de selección por máxima verosimilitud, donde las variables de educación interactúan con las regiones de origen. Además de los estimadores presentados, el modelo incluyó en la ecuación de ingresos las siguientes variables dummies: escalonadas por grupos de edad, para los que nacieron en áreas rurales, para los trabajadores asalariados y para los años de la encuesta. En la ecuación de selección se consideraron las mismas variables que en las regresiones anteriores que aplican a las observaciones de Bogotá.

2/ Las estimaciones se hicieron usando factores analíticos de expansión. Fueron estratificados por grupo de edad y género usando las participaciones observadas en el Censo General 2005, en la ciudad de Bogotá.

3/ Errores estándar robustos.

Fuente: DANE (Encuesta Continua de Hogares 2001-2006); cálculos del autor.

## V. COMENTARIOS FINALES

En Colombia la población migra de las regiones más rezagadas a las más prósperas, eligiendo como destino lugares con mejores condiciones de vida. El desplazamiento se ejerce según algunas características de los migrantes, por ejemplo la educación, pues migra la población más educada o la que propende mayores logros académicos. A pesar de que la migración sea una consecuencia

de los desbalances económicos de las regiones, no se puede esperar que aquélla cierre las brechas regionales.

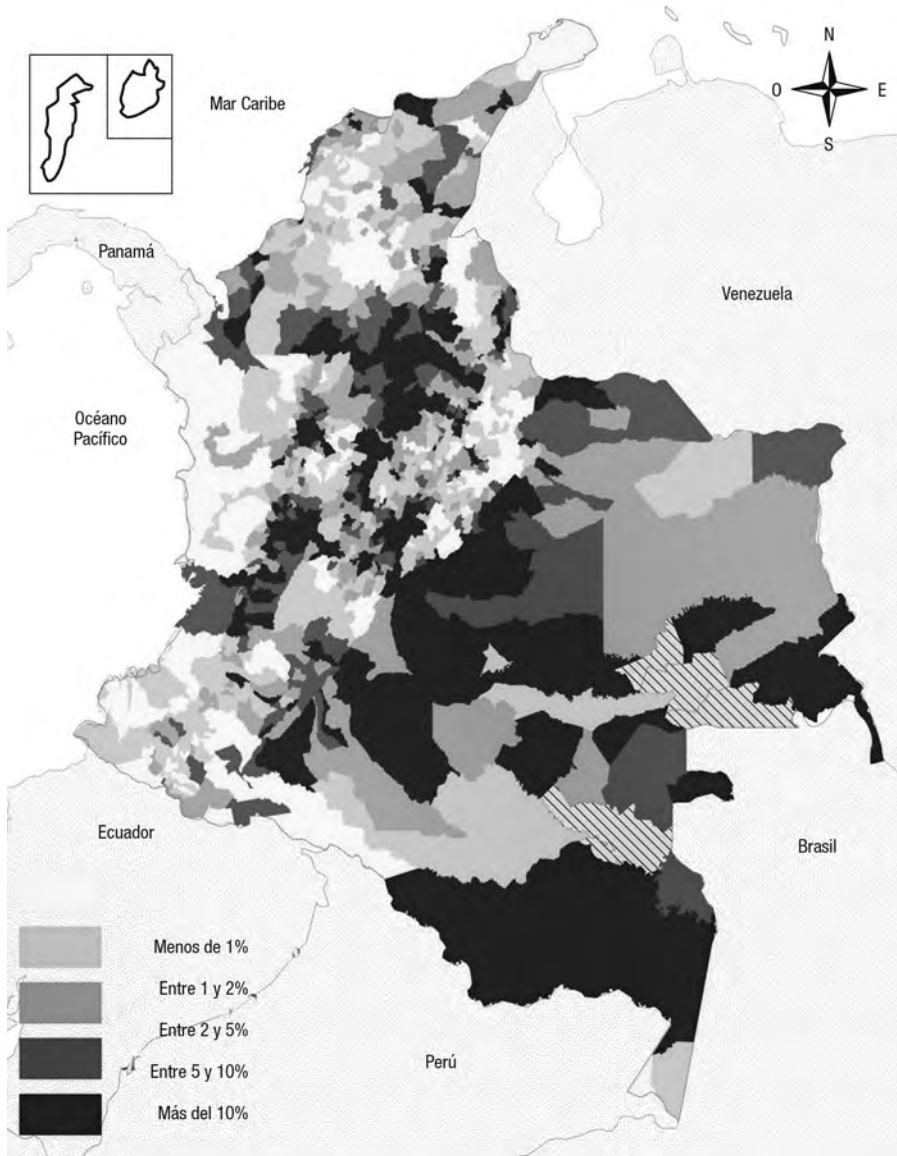
En cuanto al ingreso laboral, en este artículo se aporta evidencia de brechas regionales. Cuando no se tiene en cuenta la educación, las diferencias regionales son más o menos iguales sin importar si las regiones son conformadas de acuerdo con el lugar de nacimiento o el de residencia. Una vez se controla por educación, los desbalances regionales se reducen sustancialmente y Bogotá continúa siendo la región con la fuerza laboral mejor remunerada; sin embargo, las brechas son sensibles a la migración de toda la vida, dado que varían de forma importante si las regiones son analizadas de acuerdo con el lugar de nacimiento.

Algunas regiones se benefician de la migración y su ganancia se puede cuantificar en una fuerza laboral más productiva y, por tanto, un mayor ingreso por habitante. La literatura sobre migración interna en Colombia que se discute en este documento muestra que el efecto dominante que ha tenido Bogotá no es un fenómeno reciente; de hecho, en los censos de 1951, 1964 y 1973 se advertía que Bogotá, comparada con otras ciudades o departamentos, no solamente recibía un mayor número de migrantes, sino también los más calificados.

Otras regiones asumen los costos, cuya pérdida más grande está en su capital humano. En este artículo se muestra que los nacidos en el Pacífico y el Caribe tienen brechas con Bogotá que son menores a las que se pueden observar en el caso de quienes efectivamente residen en esas regiones. La evidencia apunta a que la población que emigró del Pacífico colombiano o del Caribe continental y actualmente reside fuera de sus regiones de origen, está mejor remunerada.

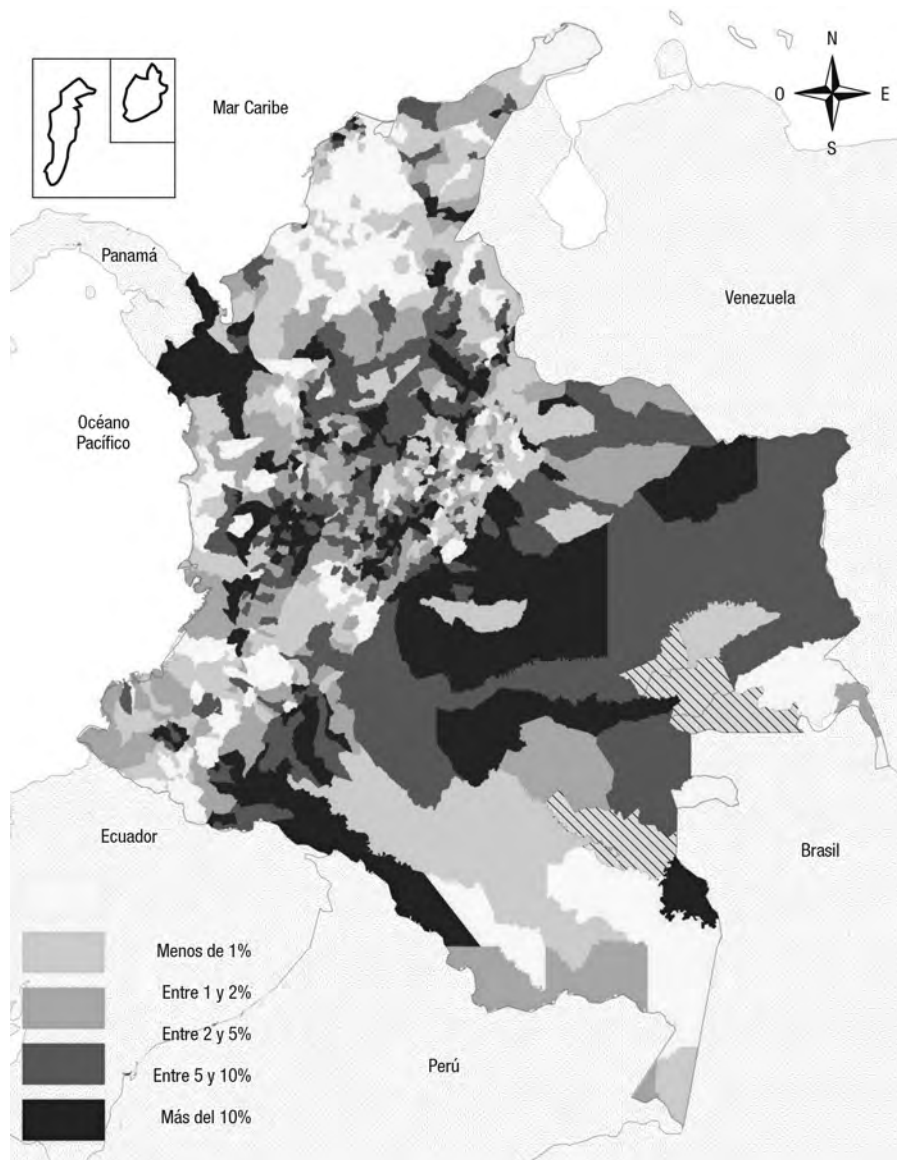
En un escenario donde no hay igualdad de oportunidades entre regiones, migrar y lograr los mayores niveles de educación es una estrategia para quienes nacen en regiones rezagadas. Sin embargo, esta dinámica favorece a la concentración del capital humano en las regiones más prósperas, lo que podría aumentar las brechas económicas entre las regiones. Con todo, en este documento se evidencia el éxito económico que tienen individuos nacidos en la periferia colombiana, que tienen educación universitaria y que en algún momento de sus vidas migraron a Bogotá.

**MAPA 1. TASA DE MIGRACIÓN PERMANENTE, 2005**



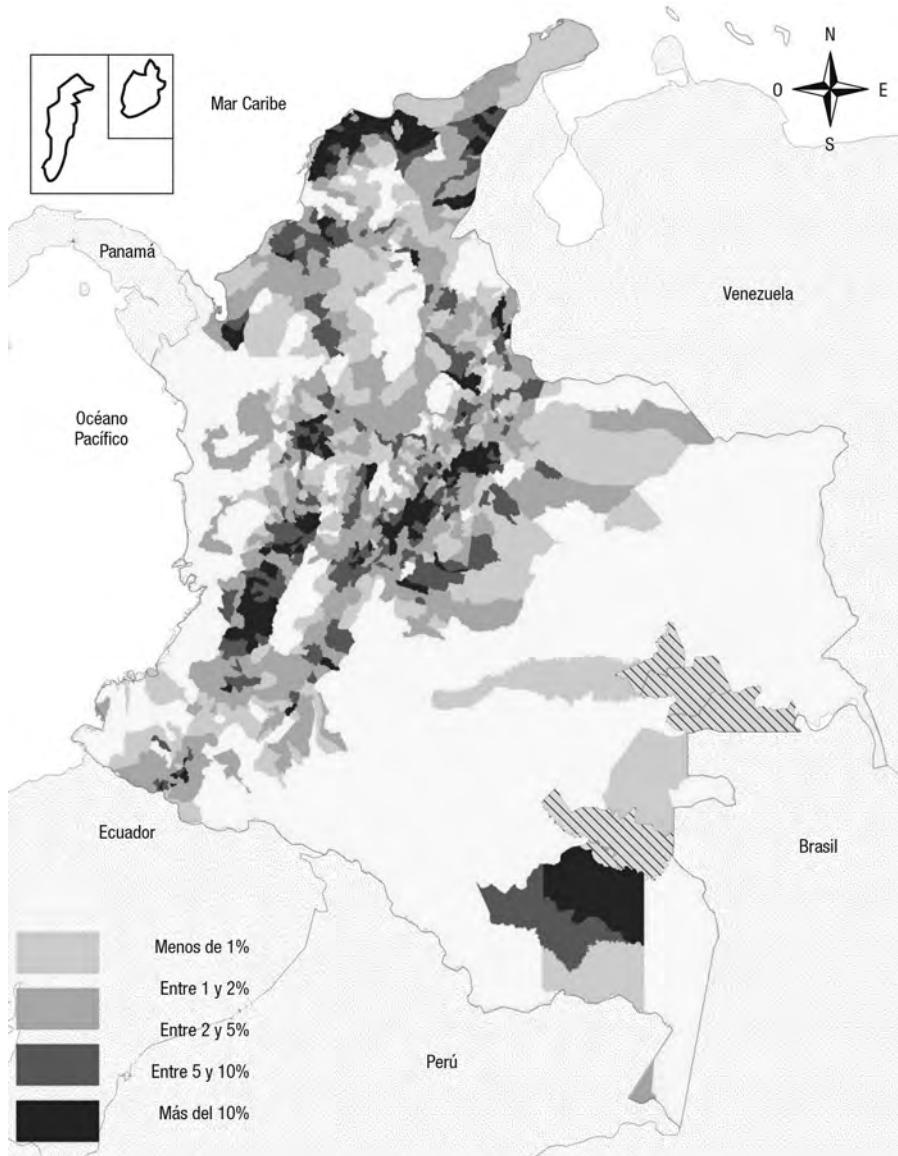
Fuentes: IGAC (información cartográfica) y DANE (Censo general, 2005)

## MAPA 2. TASA DE MIGRACIÓN RECIENTE, 2005



Fuentes: IGAC (información cartográfica) y DANE (Censo general, 2005)

**MAPA 3. TASA DE MIGRACIÓN PENDULAR, 2005**



Fuentes: IGAC (información cartográfica) y DANE (Censo general, 2005)



## REFERENCIAS

- Castañeda, Wigberto (1993). “Patrones de migración hacia Bogotá, Medellín, Cali y Barranquilla. Un estudio comparativo”, en *Coyuntura Social*, Fedesarrollo, núm. 9 (noviembre), pp. 121-135.
- Departamento Administrativo Nacional de Estadística [DANE] (1967). *XIII Censo Nacional de Población (julio 15 de 1964). Resumen general*, DANE: Bogotá [citado por Simmons y Cardona (1972)].
- Fields, Gary S. (1979a). “Lifetime Migration in Colombia: Tests of the Expected Income Hypothesis”, en *Population and Development Review*, vol. 5, núm. 2 (junio), pp. 247-265.
- Flórez, Carmen E. (2003). “Migration and the Urban Informal Sector in Colombia”, *Conference on African Migration in Comparative Perspective*, Johannesburgo, Suráfrica, junio 4-7 de 2003.
- Galvis, Luis A. (2004). “Determinantes de la migración interdepartamental en Colombia, 1988-1993”, en Meisel, Adolfo, *Macroeconomía y regiones en Colombia*, Cartagena: Banco de la República, pp. 256-286.
- Leibovich, José (1996). “La migración interna en Colombia. Un modelo explicativo del proceso de asimilación”, en *Planeación y Desarrollo*, vol. 27, núm. 4 (octubre-diciembre), pp. 47-66.
- Martine, George (1975). “Volume, Characteristics and Consequences of Internal Migration in Colombia”, en *Demography*, vol. 12, núm. 2 (mayo), pp. 193-208.
- Martínez, Ciro L. (2006). *Las migraciones internas en Colombia*, Universidad Externado de Colombia: Bogotá.
- Ribe, Helena (1981). “La posición económica de los migrantes y no migrantes en Colombia”, en: *Desarrollo y Sociedad*, núm. 2 (enero), pp. 68-93.
- Romero, Julio. (2009). “Geografía económica del Pacífico colombiano”, en: Documentos de Trabajo sobre Economía Regional, núm. 116 (septiembre), Banco de la República, Cartagena.
- Sapoznikow, Jorge (1981). *Labor Migration and Urbanization in Colombia*, tesis doctoral, Palo Alto, CA: Stanford University.
- Schultz, T. Paul (1971). “Rural-Urban Migration in Colombia”, en *The Review of Economics and Statistics*, vol. 53, núm. 2 (mayo), pp. 157-163.
- Simmons, Alan B.; Cardona, Ramiro (1972). “Rural-Urban Migration: Who Comes, Who Stays, Who Returns? The Case of Bogota, Columbia, 1929-1968”, en *International Migration Review*, vol. 6, núm. 2 (verano), pp. 166-181.
- Udall, Alan T. (1973). *Migration and Employment in Bogota, Colombia*, tesis doctoral, New Haven, CO: Yale University.
- Williams, Lynden S.; Griffin, Ernst C. (1978). “Rural and Small-Town Depopulation in Colombia”, en *Geographical Review*, vol. 68, núm. 1 (enero), pp. 13-30.





**MOVILIDAD INTERGENERACIONAL EN  
EDUCACIÓN EN LAS CIUDADES Y REGIONES  
DE COLOMBIA**

Leonardo Bonilla Mejía

---

Este artículo fue publicado originalmente en la *Revista de Economía del Rosario*, vol. 13, núm. 2, pp. 191-233 diciembre de 2010.

El autor es economista del Centro de Estudios Económicos Regionales (CEER) del Banco de la República). El autor agradece los comentarios de Adolfo Meisel, María Aguilera, Laura Cepeda, Andrea Otero, Juan David Barón, Luis Armando Galvis y Julio Romero durante la elaboración del presente documento. Además, agradece los comentarios del evaluador anónimo y del editor de la *Revista de Economía del Rosario*, Rodrigo Taborda.

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

El principal reto para el diseño de políticas sociales en América Latina consiste en cómo romper la transmisión intergeneracional de la desigualdad, aumentando la igualdad de oportunidades (PNUD, 2010). Sin duda éste debe ser uno de los ejes centrales de la agenda de un país como Colombia, cuyo nivel de desigualdad está entre los más altos del mundo, y además es muy persistente. Entre los diferentes canales de transmisión intergeneracional de la desigualdad, el acceso a la educación es uno de los más importantes, y éste es también uno de los principales determinantes de la desigualdad. Por estas razones, la movilidad intergeneracional en educación se ha estudiado ampliamente en los distintos países del mundo. Colombia no es la excepción, encontrándose que, también en este caso, el desempeño del país es pobre (Behrman, Gaviria y Székely, 2001).

Estos temas son igualmente relevantes desde una perspectiva regional. En efecto, la desigualdad no es la misma en todas las regiones de Colombia, y la educación es uno de los principales factores que explica las diferencias regionales en desigualdad (Bonilla, 2009). En el presente documento se explora la movilidad intergeneracional en educación en las ciudades y regiones de Colombia. La pregunta central es, ¿en qué ciudades y regiones la educación de los individuos depende menos de la de sus padres? Además, se estudia si los migrantes tuvieron mayor o menor movilidad. Este tema es pertinente dado que es común asociar la movilidad social con las migraciones, y casi la mitad de la población colombiana ha migrado a lo largo de su vida. Nótese que, en general, este estudio se concentra en los adultos entre 26 y 65 años y, por tanto, en una transmisión de educación que, en últimas, ya culminó. Tiene por ende un enfoque retrospectivo.

Para responder preguntas de esta naturaleza es preciso comenzar por definir qué se entiende por *movilidad*. En la primera sección del documento se profundiza en este tema, y se introducen los siete índices de movilidad que se emplean, todos basados en el concepto de independencia y sensibles a la movilidad de tipo estructural. Lo que señala la literatura especializada es que en este tipo de investigaciones es indispensable ampliar el espectro de índices, dado que no hay un consenso acerca de un índice de movilidad ideal: los resultados pueden variar de manera significativa dependiendo del índice empleado. Este estudio confirma lo anterior, un primer grupo de índices señala que la movilidad dejó de aumentar en la última cohorte, mientras que los del segundo grupo muestran que aquélla sigue creciendo. Así mismo, un primer grupo de índices ubican a Bogotá, Cartagena y Cali entre las ciudades con más movilidad del país, mientras que otros índices señalan que estas ciudades tienen los más bajos niveles. En la segunda sección se hace una breve revisión de la literatura empírica que ha estudiado la movilidad intergeneracional en educación en América Latina y Colombia. En la tercera, se presentan las dos encuestas a partir de las cuales se construyeron los índices. La cuarta sección corresponde

a los resultados y en la quinta, se discuten algunas de las diferencias entre índices, intentando argumentar por qué algunos pueden ser menos confiables. En la última sección se concluye.

## I. MEDICIÓN DE LA MOVILIDAD

A diferencia del concepto de *desigualdad*, no hay un consenso acerca de qué se entiende por *movilidad*. Tampoco hay una metodología de medición que sea reconocida como “la mejor”. Lo que se observa en la literatura empírica es que existe un sinnúmero de índices de movilidad y no siempre es claro el criterio por el cual los autores se inclinan por uno o por otro. Además, en la gran mayoría de los casos los resultados pueden variar dependiendo del índice escogido. En este documento se emplean siete índices, todos ellos relativamente conocidos y comparables. Para justificar la elección de éstos, e interpretarlos correctamente, la presente sección comienza por una breve síntesis de conceptos de *movilidad*<sup>1</sup>.

En general, cuando se habla de movilidad para una población dada, se estudia el cambio de la distribución de un bien entre dos períodos. Formalmente, si en una población de tamaño  $n$  la distribución de un bien era  $x_{t-1} = (x_{1,t-1}, x_{2,t-1}, \dots, x_{n,t-1})$  y pasa a ser  $x_t = (x_{1,t}, x_{2,t}, \dots, x_{n,t})$ , entonces el objeto de estudio es la transformación de la distribución  $x_{t-1} \rightarrow x_t$ , que se define en el espacio  $\mathbb{R}^{2n}$ . Usualmente se modela esta transformación a través de procesos estocásticos de tipo markoviano tales que  $x_t = f(x_{t-1}, \varepsilon_t)$ . En ciencias sociales los bienes cuya movilidad ha sido más estudiada son los ingresos y la educación. También se han considerado distintas periodicidades, en este caso, el cambio que se analiza se da entre padres e hijos, y por tanto se habla de movilidad intergeneracional<sup>2</sup>.

Para construir un índice  $M$  definido en  $\mathbb{R}$  que mida cuán móvil es la transformación de distribución  $x_{t-1} \rightarrow x_t$ , y permita hacer comparaciones, es necesario tener claro qué se entiende por movilidad. Esto se debe a que existen muchas funciones  $f$ , tal que  $f : \mathbb{R}^{2n} \rightarrow \mathbb{R}$ , y cada una de estas puede representar

<sup>1</sup> La literatura consultada incluye revisiones sobre medición de la movilidad, así como aplicaciones entre las cuales están Fields y Ok (1996), Checchi y Dardanoni (2002), Fields (2004), Blanden (2009), y Black y Devereux (2010).

<sup>2</sup> En contraste con la movilidad intrageneracional, que corresponde a la variación en el transcurso del tiempo de la distribución de las dotaciones de individuos que pertenecen a una misma generación. Mientras que en la movilidad intergeneracional la población se compone de dinastías o sucesiones familiares, en el segundo, cada miembro de la generación estudiada es un individuo poblacional.

un concepto diferente de movilidad<sup>3</sup>. En Fields y Ok (1996) se revisan varios criterios, a partir de los cuales es más sencillo comprender las diferencias entre distintos conceptos e índices de movilidad. Para introducir los dos primeros conceptos, *movimiento* e *independencia*, se utiliza un ejemplo tomado del trabajo mencionado. Suponiendo una población compuesta por dos individuos,  $a$ ,  $b$  y  $c$  son tres distribuciones de un bien cualquiera:

$$a = (1,3)$$

$$b = (3,1)$$

$$c = (2,2)$$

A su vez,  $I$ ,  $II$  y  $III$  son transformaciones de distribución tales que:

$$I: (1,3) \rightarrow (1,3) (a \rightarrow a)$$

$$II: (1,3) \rightarrow (3,1) (a \rightarrow b)$$

$$III: (1,3) \rightarrow (2,2) (a \rightarrow c)$$

La pregunta clave es, ¿cuál de las anteriores transformaciones es la más móvil? Si se entiende movilidad como *movimiento*, la transformación  $II$  parece ser la más móvil, por cuanto se registran los más grandes cambios en la distribución. En efecto, en la transformación  $II$  el individuo 1 pierde dos unidades, y el individuo 2 gana dos, sumando movimientos de cuatro unidades. En cambio, en las transformaciones  $I$  y  $III$  los movimientos suman cero y dos unidades, respectivamente. Por otro lado, si se entiende movilidad como *independencia*, la transformación  $III$  puede considerarse la más móvil, porque la distribución final no depende de la inicial. Esto no aplica para la transformación  $I$ , en donde la distribución final es idéntica a la inicial, o en la  $II$ , en donde la distribución final es exactamente opuesta a la inicial.

En el contexto de la movilidad intergeneracional es común asociar el concepto de independencia con la igualdad de oportunidades. En efecto, se habla de igualdad de oportunidades cuando la probabilidad de poseer una determinada cantidad del bien es exactamente la misma para todos los individuos, independiente de la distribución del bien en el período anterior. Hay perfecta igualdad de oportunidades en una situación en la que la educación de los individuos no depende de la de sus padres. Lo anterior no sólo implica que los hijos de personas poco educadas tengan las mismas probabilidades de alcanzar un nivel superior que los hijos de profesionales, sino que también requiere que los hijos

---

<sup>3</sup> En este sentido, el problema es similar al de los índices de desigualdad. En efecto, cada uno de éstos corresponde a un concepto particular, que se traduce en una función  $f: \mathbb{R}^n \rightarrow \mathbb{R}$  específica.

de profesionales tengan igual probabilidad de alcanzar un nivel inferior que el resto. Perfecta igualdad de oportunidades equivale, entonces, a la ausencia total de transmisión intergeneracional de educación por parte de las familias. En vista de que el documento aborda el tema de la movilidad intergeneracional en educación desde el punto de vista de la igualdad de oportunidades, se emplearán índices cercanos al concepto de independencia.

Hasta ahora, sólo se consideraron transformaciones de distribución en las que no cambia el total de bienes en la población, pero éste no siempre es el caso. Para ilustrar los siguientes conceptos de movilidad se utilizan tres nuevos ejemplos, también tomados de Fields y Ok (1996). Sean las distribuciones  $d$ ,  $e$  y  $f$ , y las transformaciones de distribución  $IV$ ,  $V$  y  $VI$ , tales que:

$$\begin{aligned} d &= (2,6) \\ e &= (4,12) \\ f &= (2,3) \\ IV: (1,3) &\rightarrow (2,6) \quad (a \rightarrow d) \\ V: (2,6) &\rightarrow (4,12) \quad (d \rightarrow e) \\ VI: (1,3) &\rightarrow (2,3) \quad (a \rightarrow f) \end{aligned}$$

Nótese que en las distribuciones  $a$ ,  $d$ , y  $e$  el individuo 2 tiene tres veces más unidades del bien que el individuo 1. Suponiendo que el bien fuera años de educación, lo que se puede ver es que las transformaciones  $I$ ,  $IV$  y  $V$  no modifican la distribución relativa de los años de educación. Los índices *relativos* y *ordinales* toman los mismos valores en estas tres transformaciones de distribución, por cuanto son invariantes a la escala. Una definición más formal de los índices de movilidad *relativos* es que son aquellos invariantes ante transformaciones lineales de los datos<sup>4</sup>. Lo anterior implica que un índice relativo toma valores iguales en dos ciudades en las que la distribución relativa de la educación de padres e hijos es la misma, aun habiendo diferencias en los promedios de educación. Los índices de movilidad *ordinales* van más allá y son invariantes ante cualquier transformación monótonica de los datos. En el ejemplo, siempre que el individuo 2 tenga más años que el 1, el índice ordinal será el mismo. Los índices *absolutos*, a diferencia de los relativos y los ordinales, son aquellos sensibles a la escala de las variables, lo que representa una desventaja a la hora de hacer comparaciones entre grupos. Como se verá, el promedio de años de educación de una cohorte o de una ciudad influye sobre los índices de movilidad absolutos.

---

<sup>4</sup> Un índice de movilidad es relativo en el sentido débil si  $f(\lambda x_{i-1}, \lambda x_i) = f(x_{i-1}, x_i)$ , para todo  $\lambda > 0$ , y es relativo en el sentido estricto si  $f(\lambda x_{i-1}, \alpha x_i) = f(x_{i-1}, x_i)$ , para todo  $\lambda, \alpha > 0$ .

Los dos últimos conceptos presentados en esta sección son los de movilidad *de intercambio* y *estructural*. Esta clasificación, más común en la literatura sociológica, permite diferenciar la movilidad *de intercambio*, que resulta de la rotación entre las posiciones disponibles en una distribución dada, y la *estructural*, que se da cuando cambia la distribución. En el contexto de la movilidad en educación, un ejemplo claro de cambio estructural es el aumento en la cobertura en los niveles superiores de educación. La transformación *II* presenta movilidad *de intercambio* dado que se mantiene inalterada la distribución, pero los individuos cambian de lugar. En el caso de la transformación *VI*, en cambio, se puede afirmar que hay movilidad estructural por cuanto la distribución del bien varía. Suponiendo que el bien fuera años de educación, se crea una nueva posición en la categoría a la cual pertenecen los individuos con dos años de educación. En este sentido, también en las transformaciones *IV* y *V* se podría hablar de movilidad estructural, aún manteniéndose inalteradas las distribuciones relativas. En efecto, en términos absolutos aumenta el número de posiciones en los niveles educativos más altos. En este documento se considera que no hay información suficiente para intentar descomponer la movilidad intergeneracional en educación entre sus partes estructural y de intercambio<sup>5</sup>. En cuanto a la búsqueda de índices neutros a cambios estructurales, en principio sólo los índices ordinales cumplen con estas características; sin embargo, éste no siempre es el caso, a continuación se verá por qué el único índice ordinal empleado en este documento también es sensible a cambios estructurales.

El primer índice de movilidad que se emplea en el documento,  $M^{Tau B}$ , se construye a partir del estadístico de la prueba no paramétrica de dependencia: *Tau B* de Kendall. La idea es medir qué tanto coinciden padres e hijos en cuanto a su posición relativa en la sociedad. Se deben destacar dos características de este tipo de índices. Primero, sólo importa si hay, o no, un cambio de categoría, pero la magnitud del cambio no modifica los resultados. Segundo, los resultados del índice dependen de la definición de las categorías. Como se verá en la siguiente sección, en los ejercicios del documento se consideran cuatro categorías que corresponden a niveles de educación fijos. El hecho de que los rangos no se construyan a partir de información detallada, por ejemplo en años, sino que se toman de niveles educativos fijos, produce muchos empates en las posiciones relativas. Esto implica que  $M^{Tau B}$  pierde algunas propiedades particulares de un índice ordinal; concretamente, es sensible a la escala y a cambios de tipo estructural. Un simple ejemplo muestra el porqué: si toda la población duplicara sus años de educación, se registrarían más cambios en las primeras categorías, pero

<sup>5</sup> El problema está en que no se tiene información más detallada de la educación de los padres. Aspectos metodológicos de este tipo de descomposición pueden encontrarse en Markandya (1982).

ninguno en la última, y nada garantiza que el índice permanezca inalterado ante un cambio de esta naturaleza.

Es común encontrar este índice en estudios sobre movilidad intergeneracional, precisamente por ser una prueba de independencia, concepto que, como se vio, está estrechamente relacionado con la igualdad de oportunidades. El índice puede tomar valores entre -1 y 1. Hay perfecta independencia, o movilidad, cuando el índice es igual a cero, y perfecta dependencia, o movilidad, negativa o positiva, cuando es igual a -1 y 1, respectivamente. En vista de que, en estos ejercicios, la relación estimada entre la educación de los padres y la de los hijos es siempre positiva, en este documento el estadístico  $Tau B$  nunca tomará valores menores a cero. Por esta razón, es posible definir, para los próximos ejercicios, el siguiente índice de movilidad  $M^{Tau B}$  que toma valores entre 0 y 1:

$$M^{Tau B} = 1 - Tau B$$

Este cambio se hace con el propósito de hacer más sencilla la lectura de los resultados. Todos los índices de movilidad empleados en el presente estudio se construyen de manera tal que son iguales a cero en situaciones de perfecta inmovilidad, y a uno en situaciones de perfecta movilidad.

Los siguientes dos índices de movilidad empleados se construyen a partir de matrices de transición. Por esta razón, es indispensable describir esta herramienta antes de seguir adelante. Si se tiene un número finito  $m$  de categorías del bien en cuestión, es posible estimar, en cada período, las probabilidades que tienen los individuos de pertenecer a las distintas categorías. En este artículo, por ejemplo, se consideran inicialmente cuatro niveles educativos<sup>6</sup>. Estas probabilidades, que se conocen como *marginales*, pueden representarse en un vector  $\xi$ , de dimensión  $m \times 1$ . La matriz de transición contiene las probabilidades de moverse entre categorías, dadas las probabilidades marginales del período inicial: por ejemplo, las probabilidades de que un individuo cambie de nivel educativo, dado el nivel educativo de uno de sus padres. Si se consideran sólo dos períodos, la matriz de transición  $P$ , de dimensión  $m \times m$ , permite expresar las probabilidades marginales finales como función de las probabilidades marginales iniciales de la siguiente manera:

$$\xi_t = P' \xi_{t-1}$$

---

<sup>6</sup> De existir la información, también se podrían construir matrices de transición midiendo la educación en años cursados (o aprobados). La única diferencia es que se tendrían más categorías. Incluso en el caso de variables continuas, como el ingreso, es posible agrupar los individuos, por ejemplo por percentiles, y construir matrices de transición.



donde:

$$\xi_t = \begin{bmatrix} \xi_{1,t} \\ \xi_{2,t} \\ \vdots \\ \xi_{m,t} \end{bmatrix} \text{ y } P = \begin{bmatrix} P_{11} & P_{12} & \cdots & P_{1m} \\ P_{21} & P_{22} & \cdots & P_{2m} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ P_{m1} & P_{m2} & \cdots & P_{mm} \end{bmatrix}$$

$P_{ij}$  es la probabilidad de pasar de la categoría  $i$  a la  $j$ . Una propiedad de la matriz  $P$  es que, por construcción, la suma de los elementos de cada fila es igual a uno, en otras palabras,  $\sum_{j=1}^m P_{ij} = 1$ . Cuando se dispone de información desagregada por individuo poblacional (como en el presente documento), la inferencia se hace a partir de la distribución de frecuencias; es decir, la probabilidad de pasar de la categoría  $i$  a la  $j$  es igual al número de individuos que pasaron de la categoría  $i$  a la  $j$ , dividido por el número de individuos que inicialmente pertenecían a la categoría  $i$ :

$$P_{ij} = \frac{n_{ij}}{n_i}$$

En términos más generales, las matrices de transición se construyen a partir de una función  $f$  tal que  $f: \mathbb{R}^{2^n} \rightarrow \mathbb{R}^{m^2}$ . En la gran mayoría de los casos las matrices de transición permiten resumir información, lo que es deseable en estudios de movilidad. Sin embargo, si lo que se quiere es hacer comparaciones, no siempre basta con reducir el problema a  $m^2$  elementos. Por tal razón, también a partir de matrices de transición se construyen índices escalares. Shorrocks (1978) propone un conjunto de índices de movilidad, relativos y basados en el concepto de independencia, que satisfacen la siguiente propiedad:  $M(I) \leq M(P) \leq M(Q)$ , siendo  $I$  la matriz identidad, que representa el caso de perfecta inmovilidad, y  $Q$  una matriz, asociada con perfecta movilidad, en la que todas las filas son iguales<sup>7</sup>. Por simplicidad, se normaliza de tal manera que  $M(I) = 0$  y  $M(Q) = 1$ , lo que implica que también en este caso los índices se encuentran entre 0 y 1: son iguales a 0 en caso de perfecta inmovilidad y a uno en caso de perfecta movilidad. Suponer una matriz de transición monótona garantiza que cualquier matriz tenga una medida de movilidad mayor a la de la matriz identidad<sup>8</sup>.

<sup>7</sup> De ser iguales todas las filas los individuos tienen igual probabilidad de pasar a cualquiera de las categorías, independiente de la categoría en el período inicial.

<sup>8</sup> Una matriz de transición es monótona si para todo  $i=1,2, \dots, (m-1)$  y  $j=1,2, \dots, (m-1)$  se tiene que  $\sum_{j=1}^k P_{i+1,j} \geq \sum_{j=1}^k P_{i,j}$ .

Dos índices que satisfacen estas propiedades son el índice de la *traza* ( $M^{Tr}$ ) y el de *segundo valor propio* ( $M^{SVP}$ ). El índice de la traza mide el nivel de concentración en la diagonal principal. Al igual que en  $M^{Tau B}$ , sólo importa si hay o no un cambio de categoría, pero la magnitud del cambio no modifica los resultados. Por el contrario, el índice de segundo valor propio, también conocido como índice de Prais, mide la distancia entre cualquier matriz, y la matriz idéntica. Una interpretación común del índice de Prais es que mide cuán rápido se olvida el legado familiar. Siendo  $\lambda_2(P)$  el segundo valor propio de la matriz  $P$ , los índices basados en matrices de transición son tales que:

$$M^{Tr}(P) = \frac{m - traza(P)}{m - 1}$$

$$M^{SVP}(P) = 1 - |\lambda_2(P)|$$

Uno de los problemas asociados con este tipo de medidas es que, una vez construidas las matrices de transición, se da igual importancia a cada una de las categorías, independiente del porcentaje de la población que haya en cada una de estas. Además, en el caso del índice  $M^{SVP}(P)$ , las distancias se miden en términos de categorías. Por lo anterior, los resultados dependen mucho de cómo éstas se definan; por ejemplo, para efectos del índice  $M^{SVP}(P)$  en este documento se asumirá que es lo mismo pasar de primaria a secundaria, que de técnico a profesional. No debería entonces esperarse que los resultados de este tipo de medidas coincidan con los de otras, construidas a partir del número de años de educación. Otro problema que concierne a los dos índices basados en matrices de transición es que, por las mismas razones que  $M^{Tau B}$ , son sensibles a la escala y a cambios estructurales.

Los últimos tres índices que se emplean en el presente documento se construyen a partir de modelos de regresión lineal, estimados por mínimos cuadrados ordinarios (MCO). En el esquema más sencillo, y también el más empleado en la literatura empírica, la variable dependiente es la cantidad del bien en el momento  $t$ , y la independiente es la cantidad del bien en  $t - 1$ :

$$x_{i,t} = \alpha + \beta x_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$$

El estimador MCO de  $\beta$  puede expresarse como:

$$\hat{\beta} = \rho_{x_t, x_{t-1}} \frac{\sigma_{x_t}}{\sigma_{x_{t-1}}}$$

En el caso de la transmisión intergeneracional de la educación lo usual es usar el número de años cursados (o aprobados) por los hijos y uno de los padres. Como en general no se conocen los años cursados por los padres, se deben hacer supuestos a partir de los niveles reportados. El índice de movilidad  $M^\beta$  se construye a partir del coeficiente estimado  $\hat{\beta}$ . Al igual que los demás índices,  $M^\beta$  está estrechamente relacionado con el concepto de independencia. En efecto, si  $\hat{\beta}$  es igual a cero, entonces se dice que  $x_{i,t}$  es estadísticamente independiente de  $x_{i,t-1}$ . En los ejercicios que se presentarán, el coeficiente estimado  $\hat{\beta}$  está siempre entre cero y uno. Entonces tiene sentido considerar un índice de la forma  $M^\beta = 1 - \hat{\beta}$ , que se lee igual que los demás índices.

Nótese que este índice tiene varias limitaciones. Primero, los cambios de  $\hat{\beta}$  pueden explicarse por factores distintos a la correlación entre  $x_t$  y  $x_{t-1}$ , también llamada correlación intergeneracional. En efecto,  $\hat{\beta}$  depende también de la dispersión de  $x$  en cada instante del tiempo, que a su vez depende de la media, y por tanto es sensible a la escala. Esto implica que  $M^\beta$  es un índice de movilidad absoluto y que sus resultados se deben interpretar con cautela. Por ejemplo, un aumento en el índice de movilidad  $M^\beta$  (menor  $\hat{\beta}$ ) en una ciudad, puede estar reflejando una reducción (o un menor aumento) en la dispersión del número de años cursados entre padres e hijos  $\left( \frac{\sigma_{x_t}}{\sigma_{x_{t-1}}} \right)$ , pero no necesariamente una menor correlación entre los años de educación de padres e hijos.

Una versión relativa de este tipo de índice es estimar directamente la correlación intergeneracional, que puede ser más útil a la hora de hacer comparaciones en vista de que controla por los cambios en la dispersión. La idea es normalizar  $x_t$  y  $x_{t-1}$  por sus respectivas desviaciones estándar. El índice de movilidad correspondiente es  $M^\gamma = 1 - \hat{\gamma}$ , donde  $\hat{\gamma}$  es el estimador MCO de la siguiente ecuación:

$$\frac{x_{i,t}}{\sigma_x} = \alpha + \gamma \frac{x_{i,t-1}}{\sigma_{x_{t-1}}} + \varepsilon_{i,t}$$

Otra limitación, que es válida tanto para  $M^\beta$  como para  $M^\gamma$ , es que se asume que la relación entre la educación de los padres y la de los hijos es lineal. La evidencia empírica sostiene, sin embargo, que en el caso de educación las no linealidades son muy importantes<sup>9</sup>. Más aún, como se mencionó, no hay información acerca de los años de educación de los padres, y es necesario hacer

<sup>9</sup> Entre más alto sea el nivel promedio de educación, mayores son los esfuerzos que requiere una sociedad para seguir aumentando. Por el lado de los ingresos también hay diferencias importantes. Pasar de 10 a 11 años de educación tiene un impacto mucho mayor sobre los ingresos, que pasar de 17 a 18.

supuestos para construir esta variable. Una alternativa que permite resolver estos dos problemas es emplear variables tipo *dummy* por nivel educativo como variables explicativas. El modelo por estimar es el siguiente:

$$x_{i,t} = \alpha + \sum_{k=1}^{m-1} \delta_k D_{k,i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$$

Donde  $D_{k,i}$  es igual a 1 si el individuo  $i$  pertenece a la categoría  $k$ , y 0 en el caso contrario. En vista de que ya no se tiene un único coeficiente estimado, sino  $m-1$ , se debe recurrir a una estrategia diferente para construir un indicador de movilidad escalar. Una alternativa es medir cuánto de la varianza total de la regresión es explicada por las *dummies* de educación. Si el aporte no es importante, se entiende que la educación de los hijos es independiente de la de los padres. La descomposición de Fields (1996) es empleada en Andersen (2001) en un contexto muy similar. Sea  $s_k$  el aporte de la *dummy*  $k$  a la varianza total, tal que:

$$s_k = \frac{\delta_k \sigma_{\delta_k} \rho_{x_i, D_{k,i,t-1}}}{\sigma_{x_i}}$$

El índice de movilidad  $M^\delta$  se construye a partir de la suma de los aportes de las  $m-1$  *dummies*. Dado que esta suma toma valores entre 0 y 1, y que se quiere que el índice se lea igual que los demás, entonces se opta por la siguiente forma:

$$M^\delta = 1 - \sum_{k=1}^{m-1} s_k$$

En la medida en que  $s_k$  es función de la varianza de las variables del modelo, se trata también de una medida de movilidad absoluta, la cual también permite calcular el efecto simultáneo de la educación del padre y de la madre. En ese último caso, que se denominará  $M^{2\delta}$ , se incluyen 2 ( $m-1$ ) *dummies*.

En síntesis, en el presente documento se busca medir la movilidad intergeneracional de la educación, para lo cual se emplean siete índices de movilidad, todos estrechamente relacionados con el concepto de independencia y sensibles a la movilidad de tipo estructural.  $M^{Tau B}$  se construye a partir de la correlación por rangos y  $M^{Tr}(P)$  y  $M^{SVP}(P)$  se hacen con base en matrices de transición. Las principales limitaciones de estos índices es que dependen de la definición de las categorías y en estos ejercicios sólo se consideran cuatro de éstas; además, dada la naturaleza de aquéllas, son índices sensibles a la escala. Entre los índices que se construyen a partir de regresiones,  $M^\beta$ ,  $M^\delta$  y  $M^{2\delta}$  son absolutos, y  $M'$  es el único relativo. Los índices tipo  $M^\delta$  tienen varias ventajas sobre el resto, ya que no se hacen supuestos sobre el número de años de educación de los padres, y

se pueden modelar relaciones no lineales. Además, en el caso de  $M^{2\delta}$  se emplea la información del padre y de la madre. En los índices  $M^{Tau B}$ ,  $M^\beta$  y  $M^\delta$ , se construyen desviaciones estándar asintóticas e intervalos de confianza, lo que permite contrastar las diferencias entre grupos. A continuación se hace un breve recuento de la literatura empírica en el tema de la movilidad intergeneracional en educación en Latinoamérica y Colombia.

## II. MOVILIDAD INTERGENERACIONAL EN EDUCACIÓN EN AMÉRICA LATINA Y COLOMBIA

Debido a que son muchos los trabajos empíricos de movilidad intergeneracional en educación, en este documento no se pretende hacer una revisión exhaustiva de estos. La sección se concentrará, en cambio, en los principales resultados de estudios comparativos en América Latina y Colombia.

En Azevedo y Bouillon (2009), quienes hacen una revisión relativamente completa de lo que se ha trabajado en América Latina, pueden identificarse dos grandes enfoques en cuanto a la movilidad intergeneracional: uno dedicado a los adultos y el otro a niños y adolescentes. El primer enfoque, netamente retrospectivo como el del presente documento, es el empleado por Behrman, Gaviria y Székely (2001). Los autores se concentran en los adultos empleando encuestas en las que se indaga acerca de la educación de los padres en Brasil, Colombia, México, Perú y los Estados Unidos<sup>10</sup>, y construyen índices tipo  $M^\beta$ . Los autores encuentran que los países latinoamericanos tienen menos movilidad que los Estados Unidos, destacándose Colombia y Brasil por sus bajos niveles. Asimismo, se muestra que, aún cuando las diferencias son pequeñas, en las ciudades hay mayor movilidad que en las zonas rurales, y los hombres la presentan más que las mujeres. Los autores también observan que la movilidad ha venido aumentando en el transcurso del tiempo; en efecto, las cohortes más recientes tienen más movilidad que sus predecesoras. Sin embargo, se ha venido reduciendo la tasa de crecimiento de la movilidad, hasta el punto de que en México la última cohorte estudiada registra un leve descenso. El segundo enfoque es el empleado en Dahan y Gaviria (1999), y Andersen (2001), en donde el objeto de estudio es la brecha educativa de jóvenes que todavía habitan con sus padres. Esta aproximación tiene la ventaja de que se tiene amplia información del hogar y de los padres. Mientras que Dahan y Gaviria (1999) se concentran en las diferencias entre hermanos, Andersen (2001) incluye todos los jóvenes. En ambos casos se construyen índices comparables a  $M'$ .

<sup>10</sup> Los autores se concentran en la población entre 23 y 69 años. En el caso de Colombia se emplea la Encuesta de calidad de vida de 1997.

Entre los estudios sobre Colombia está el de Gaviria (2002), quien con la misma información y metodología de Behrman, Gaviria y Székely (2001) construye índices de movilidad  $M^{\beta}$  para seis regiones de Colombia. Lo que se encuentra es que la zona Central y la capital son las regiones más móviles. Le siguen en orden descendente las regiones Caribe, Pacífica, Antioquia y la Oriental. También se muestra que hay mayor movilidad en las ciudades de más de 300.000 habitantes. En Nina, Grillo y Alonso (2003) se estiman matrices de transición por métodos de máxima verosimilitud, e índices tipo  $M^{Tr}(P)$  y  $M^{SVP}(P)$  por deciles de ingreso para siete ciudades<sup>11</sup>. Uno de los principales resultados es que a mayor nivel de ingreso, menor movilidad; además, se encuentra que para distintos rangos de ingreso Bogotá registra niveles de movilidad inferiores a los de las demás ciudades.

Cartagena (2003) emplea la Encuesta de calidad de vida (ECV) de 1997 para construir una medida de movilidad ascendente, que corresponde a la probabilidad de que un individuo supere el nivel educativo del padre. Una vez más se confirma que hay una disminución en el ritmo de crecimiento de la movilidad, en este caso, a partir de los años setenta. Un último trabajo que se menciona es Tenjo y Bernal (2004)<sup>12</sup>, en el cual con base en la ECV de 2003, se construyen matrices de transición e índices de movilidad tipo  $M^{\beta}$ ; además, se estiman modelos *probit* y modelos de duración. Como en otros trabajos, se verifica que la movilidad se reduce a medida que aumentan los niveles educativos; igualmente, se encuentra que la educación de la madre es más determinante que la del padre, que los logros educativos son mayores en las ciudades y que los de las mujeres ya superaron a los de los hombres.

Aún cuando los trabajos mencionados coinciden en algunas de sus conclusiones; por ejemplo, que durante los últimos años se ha observado una desaceleración en la movilidad, tal vez relacionada con mayores niveles de ingreso y educación, también hay diferencias entre estos. De hecho, Behrman, Gaviria y Székely (2001) muestran que los hombres tuvieron mayor movilidad que las mujeres, contrario a lo que concluyen Tenjo y Bernal (2004). Así mismo, Gaviria (2002) encuentra que Bogotá es una de las regiones más móviles, mientras que Nina, Grillo y Alonso (2003) clasifican a la capital entre las ciudades que lo son menos. Nótese que la mayor parte de estos estudios basan sus conclusiones en un único índice de movilidad, por lo que es imposible saber si las diferencias

---

<sup>11</sup> Se deben estimar a partir del cambio en la distribución a lo largo del tiempo porque no hay información acerca del nivel educativo de los padres. Los ejercicios se realizan con base en la Encuesta nacional de hogares (1978-1996).

<sup>12</sup> Una alternativa al modelo tradicional propuesta por los autores es dividir el número de años de educación por el promedio. De esta manera se controla por la edad.

en las conclusiones radican en el período de referencia, las fuentes de información o el índice escogido. Para evitar esto, en el presente documento se retoman varios de los índices empleados en estudios previos y presentados en la sección anterior; además, se calculan índices a partir de dos encuestas diferentes, que se detallan a continuación.

### III. FUENTES ESTADÍSTICAS

Las distintas metodologías requieren de información acerca de la educación de los padres. Dos encuestas recientes del DANE, que cumplen con este requisito, se emplean en el presente estudio: las etapas correspondientes a los dos primeros trimestres de 2008 de la Gran encuesta integrada de hogares (GEIH) y la ECV de 2008. En ambos casos se tiene representatividad a nivel nacional y cabecera/resto. Las diferencias más importantes entre las encuestas son el tamaño de la muestra y la representatividad regional. La primera cuenta con 407.899 entrevistados, y es representativa en 23 ciudades o áreas metropolitanas. La segunda tiene 50.542 observaciones y es representativa en nueve regiones<sup>13</sup>. Además la ECV tiene información acerca de las migraciones. En todos los ejercicios se emplean factores de expansión del DANE. Sólo se consideran individuos mayores de 25 años, ya que entre los más jóvenes la proporción de personas que todavía está estudiando es muy alta; tampoco se incluyen mayores de 65 años. Además, se descartan los individuos que no reportan la educación de los padres. Los tamaños efectivos de muestra se reportan en el Cuadro 1.

**CUADRO 1. TAMAÑOS EFECTIVOS DE MUESTRA**

INFORMACIÓN DE EDUCACIÓN	GEIH	ECV
Padre	150.909	16.143
Madre	141.454	16.171
Padre y madre	129.786	13.942

Fuente: cálculos del autor con base en GEIH (2008 I-II) y ECV (2008).

<sup>13</sup> Las nueve regiones son: Caribe continental, denominada Atlántica por el DANE (La Guajira, Cesar, Magdalena, Atlántico, Bolívar, Sucre y Córdoba); Oriental (Norte de Santander, Santander, Boyacá, Cundinamarca y Meta); Central (Caldas, Quindío, Risaralda, Tolima, Huila y Caquetá); Pacífica (Chocó, Cauca y Nariño); Bogotá; San Andrés; Amazonía-Orinoquía (Arauca, Casanare, Vichada, Guainía, Guaviare, Vaupés, Amazonas y Putumayo); Antioquia y Valle del Cauca.

Es importante señalar que en las encuestas sólo se pregunta el nivel educativo más alto alcanzado por los padres, pero no se conoce el número de años cursados. Esto implica que, para los índices  $M^B$  y  $M^U$ , se deben imputar el número de años de educación correspondientes a cada nivel<sup>14</sup>. Como se verá, en la GEIH se encuentra sistemáticamente mayor cantidad de años, y también mayor varianza que en la ECV, lo que se explica, en gran medida, porque se dispone de información más precisa en la ECV. Además, las opciones de respuesta para los padres no son iguales a las de los hijos, y varían entre encuestas. Se hace entonces necesario reclasificar las respuestas para construir las matrices de transición. En general, se consideran cuatro categorías, pero hay diferencias entre encuestas (Cuadro 2).

**CUADRO 2. RECLASIFICACIÓN DE NIVELES EDUCATIVOS POR ENCUESTA**

NIVEL EDUCATIVO	GEIH	ECV
1		Primaria o menos
2		Secundaria
3	Superior sin título	Técnico/tecnológico
4	Superior con título	Universitario

Nota: superior incluye educación técnica, tecnológica y universitaria. En el resto de los casos se consideran niveles completos o incompletos. Fuente: elaborado por el autor.

Otro problema que resulta de la insuficiente información sobre los padres es que se debe agrupar, por un lado, analfabetas con personas que cursaron la primaria, y por el otro, profesionales con y sin posgrado. Esto resta precisión a los índices basados en matrices de transición, no sólo en cuanto a las distancias, sino también porque no se puede contabilizar la movilidad dentro de estos grupos.

#### IV. RESULTADOS

En esta sección se presentan resultados de movilidad intergeneracional en educación de las dos encuestas, desagregando, primero, por género, cohorte y, en seguida, por lugar de residencia del encuestado. Por último, se verificará si existen diferencias en movilidad entre migrantes y no migrantes. Por cuanto el presente documento es una versión resumida, sólo se presentarán los resultados de mayor interés. En el documento de trabajo (Bonilla, 2010), se pueden consultar los resultados completos de los ejercicios.

<sup>14</sup> Otros trabajos en los que se hacen este tipo de imputaciones son Checchi, Fiorio y Leonardi (2008) y Fessler, Mooslechner y Schuerz (2009).



## A. MOVILIDAD POR GÉNERO Y COHORTE

El Cuadro 3 muestra, para las dos encuestas, los niveles de educación, el promedio y la desviación estándar de los años cursados de los encuestados y de sus padres. Los índices se presentan a nivel nacional para encuestados entre 26 y 65 años, así como desagregados por género y cohorte del encuestado. En las dos últimas columnas se reporta el cambio intergeneracional en el promedio y la desviación estándar de años de educación. Como era de esperarse, entre los encuestados y sus padres hay un aumento importante en la educación. La proporción de personas con primaria o menos se redujo a la mitad, aumentado considerablemente la secundaria, y en menor medida los niveles superiores de educación. Nótese que la ECV reporta sistemáticamente menos años de educación en los padres y, por tanto, mayores aumentos entre generaciones. El hecho de que la composición por grupos educativos sea relativamente similar entre encuestados, respalda la idea de que la diferencia radica en los supuestos a partir de los cuales se construyó el número de años de educación de los padres.

Aún cuando la diferencia es relativamente pequeña, las dos encuestas coinciden en que las mujeres aumentaron el promedio de años más que los hombres, y los superaron. Esto podría interpretarse como convergencia intergeneracional en educación entre hombres y mujeres, ya que las madres tenían un nivel educativo muy inferior al de los padres. Aún así, las mujeres tienen menores probabilidades de tener educación superior. Con respecto a las diferencias entre cohortes, se observa que el nivel educativo de los encuestados ha venido aumentando de manera sostenida, así como el de sus respectivos padres. Sin embargo, el cambio relativo en los años de educación retrocede en la cohorte 26-35. Esto se explica en gran medida porque los padres de la última cohorte tuvieron niveles educativos sustancialmente mayores a los de las cohortes anteriores, lo que probablemente refleja la rápida expansión de la cobertura educativa entre 1950 y 1965 (Ramírez y Téllez, 2006).

Los cambios en los promedios, sin embargo, no permiten saber si las mejoras en educación se dieron de manera homogénea o si se concentraron en algunos grupos en particular. Los índices de movilidad reportados en el Cuadro 4 muestran que los logros educativos de los encuestados estuvieron condicionados por la educación de sus padres. Lo primero que debe señalarse es que, con la excepción de  $M^{\beta}$ , y aún cuando se emplearon categorías diferentes, los índices de las dos encuestas tienen valores similares y en general se mantiene el orden de los resultados<sup>15</sup>.

<sup>15</sup> Una explicación para la gran diferencia en  $M^{\beta}$  es que, dado que en la ECV se tiene información más detallada sobre la educación de los padres, al imputar los años de educación se genera una mayor varianza. Esto reduce el coeficiente  $\beta$  y aumenta el índice  $M^{\beta}$ . Una vez se corrige por las desviaciones estándar ( $M^{\sigma}$ ), la diferencia entre encuestas se reduce sustancialmente.

**CUADRO 3. NIVEL Y AÑOS DE EDUCACIÓN (PROMEDIO Y DESVIACIÓN ESTÁNDAR) DE LOS ENCUESTADOS Y SUS PADRES Y CAMBIO INTERGENERACIONAL, NACIONAL, POR GÉNERO Y COHORTE DEL ENCUESTADO**

		PORCENTAJE DE ENCUESTADOS POR MÁXIMO NIVEL EDUCATIVO ALCANZADO POR EL 'PADRE'				AÑOS DE EDUCACIÓN DEL 'PADRE'		PORCENTAJE DE POBLACIÓN POR MÁXIMO NIVEL EDUCATIVO ALCANZADO POR LA 'MADRE'				
		1	2	3	4	PROMEDIO	DESVIACIÓN ESTÁNDAR	1	2	3	4	
				84,0	11,3	1,7	3,0	4,37	3,33	86,2	11,4	0,9
GEIH	26-65 años											
	Género	Hombre	83,6	11,5	1,8	3,2	4,38	3,39	85,8	11,6	1,0	1,6
		Mujer	85,8	11,6	1,0	1,6	4,37	3,27	86,6	11,2	0,9	1,3
	Cohorte	56-65 años	90,0	7,0	1,2	1,8	3,49	3,22	91,7	7,2	0,6	0,6
		46-55 años	87,4	8,8	1,4	2,4	4,03	3,26	89,1	9,6	0,5	0,7
		36-45 años	86,0	10,0	1,3	2,7	4,32	3,19	88,2	9,9	0,7	1,2
		26-35 años	77,5	15,8	2,4	4,3	5,01	3,43	79,6	16,0	1,8	2,6
ECV	26-65 años	82,5	12,2	1,3	4,0	3,76	3,98	85,0	12,3	1,2	1,6	
	Género	Hombre	81,9	12,8	1,3	4,0	3,79	4,01	84,9	12,4	1,0	1,7
		Mujer	83,1	11,6	1,4	4,0	3,74	3,95	85,0	12,3	1,3	1,5
	Cohorte	56-65 años	88,6	7,8	1,0	2,5	2,90	3,57	90,8	8,1	0,6	0,5
		46-55 años	85,5	10,1	1,0	3,3	3,41	3,80	87,9	10,3	0,8	1,0
		36-45 años	85,6	10,3	1,0	3,1	3,46	3,69	87,5	10,8	0,9	0,9
		26-35 años	76,0	16,3	2,0	5,7	4,55	4,31	77,9	16,9	2,0	3,2

(\*) Para la definición de los niveles educativos, véase el Cuadro 2.

Fuente: cálculos del autor con base en DANE (GEIH, 2008 I-II; ECV, 2008).

Por su parte, algunos índices, como  $M^{\beta}$ , registran mayores niveles de movilidad con respecto a la educación del padre que frente a la de la madre, mientras que otros indican lo contrario ( $M^{\tau B}$ ). En general, las diferencias no son muy importantes y en el caso de  $M^{\nu}$ , en general, éstas no son significativas.

En cuanto a las diferencias según género, la mayoría de los índices reflejan que las mujeres han tenido mayor movilidad que los hombres, lo que es consistente con los resultados de Tenjo y Bernal (2004). Aún cuando en la GEIH  $M^{\beta}$  y  $M^{\nu}$  con respecto a la educación de la madre, indican lo contrario, estas diferencias no son significativas. Este resultado va más allá de una reducción en las disparidades de género. Las matrices de transición muestran que las mujeres tuvieron mayor éxito para alcanzar niveles superiores de educación<sup>16</sup>. Con respecto a la educación del padre, sólo en el caso de la ECV y de las hijas de hombres profesionales, no se verifica esto. Cabe destacar que las mujeres hijas de mujeres profesionales superaron ampliamente a los hombres en su participación en el nivel superior. Pero no todo es favorable para las mujeres, pues también tuvieron mayor movilidad porque registran mayores retrocesos

<sup>16</sup> Véase el Anexo 2, del documento de trabajo Bonilla (2010), pp. 55-54.

AÑOS DE EDUCACIÓN DE LA 'MADRE'		PORCENTAJE DE POBLACIÓN POR MÁXIMO NIVEL EDUCATIVO ALCANZADO POR EL 'ENCUESTADO'				AÑOS DE EDUCACIÓN DEL 'ENCUESTADO'		PROMEDIO AÑOS HIJO/'PADRE'	DESVIACIÓN ESTÁNDAR AÑOS HIJO/'PADRE'
PROMEDIO	DESVIACIÓN ESTÁNDAR	1	2	3	4	PROMEDIO	DESVIACIÓN ESTÁNDAR		
4,13	2,92	40,7	37,9	3,3	18,2	8,25	5,02	1,89	1,51
4,15	2,98	41,5	37,1	3,6	17,9	8,21	5,09	1,87	1,50
4,11	2,87	42,6	37,1	3,0	17,3	8,29	4,95	1,90	1,51
3,26	2,86	63,9	22,3	1,1	12,7	6,00	5,13	1,72	1,59
3,76	2,78	47,2	32,7	2,0	18,1	7,71	5,25	1,91	1,61
4,12	2,78	38,6	40,2	2,4	18,8	8,45	4,91	1,96	1,54
4,80	3,04	29,1	45,1	5,6	20,1	9,32	4,56	1,86	1,33
3,42	3,47	40,0	36,6	8,6	14,8	8,28	5,00	2,20	1,26
3,41	3,49	40,3	36,8	7,8	15,0	8,19	5,03	2,16	1,25
3,43	3,46	39,7	36,3	9,3	14,6	8,36	4,97	2,24	1,26
2,61	2,96	62,9	21,8	4,2	11,0	6,09	5,15	2,10	1,44
3,02	3,26	46,7	31,9	6,0	15,4	7,71	5,29	2,26	1,39
3,21	3,20	38,7	38,9	8,3	14,0	8,37	4,86	2,42	1,32
4,26	3,91	28,2	43,3	12,2	16,4	9,41	4,51	2,07	1,05

educativos. En particular, se debe destacar que las hijas de personas clasificadas en nivel 3 bajaron al nivel de secundaria en mayor proporción.

Pasando al análisis por cohortes,  $M^{SVP}(P)$  y  $M^\beta$ , y en menor medida  $M^{Tr}(P)$ , muestran que la movilidad ha aumentado de manera sostenida a lo largo del tiempo, mientras que el resto de los índices coinciden en que la movilidad aumentó hasta la edad de 36-45 años, y se estabilizó en la de 26-35 años (la diferencia entre las dos cohortes no es significativa ni en  $M^{Tau B}$  ni en  $M'$ ). Un aumento en la movilidad, como el que con certeza se observó hasta la cohorte 36-45, puede explicarse en gran medida por el progresivo aumento de la cobertura en los distintos niveles educativos. En efecto, la mayor oferta educativa, particularmente en entidades públicas, hizo cada vez más accesibles los distintos niveles, superándose poco a poco efectos restrictivos de las circunstancias familiares. Incluso para la última cohorte habría razones para creer que la movilidad debería seguir aumentando, en particular, la persistencia en el nivel primaria o menos siguió bajando. Sin embargo, en la última cohorte también aumentó la persistencia en los niveles 2 y 3<sup>17</sup>. Además, se presentó un salto importante en

<sup>17</sup> Véanse las matrices de transición en el Anexo 1 del documento de trabajo Bonilla (2010), pp. 45-50.

**CUADRO 4. ÍNDICES DE MOVILIDAD INTERGENERACIONAL, NACIONAL, POR GÉNERO Y COHORTE DEL ENCUESTADO**

		CON RESPECTO AL 'PADRE'					
		TAU B	ÍNDICES BASADOS EN MATRICES DE TRANSICIÓN		ÍNDICES BASADOS EN REGRESIONES		
			TRAZA	2 VALOR PROPIO	BETA (AÑOS)	GAMMA (AÑOS)	DELTA (NIVELES)
Nacional 26-65 años		0,613 (0,613-0,613)	0,739	0,473	0,251 (0,243-0,257)	0,503 (0,498-0,507)	0,809
Género 26-65 años	Hombre	0,600 (0,599-0,599)	0,729	0,472	0,242 (0,231-0,252)	0,495 (0,488-0,502)	0,796
	Mujer	0,625 (0,625-0,625)	0,748	0,474	0,259 (0,249-0,267)	0,510 (0,504-0,516)	0,821
GEIH	56-65 años	0,585 (0,584-0,585)	0,678	0,304	0,160 (0,140-0,179)	0,472 (0,460-0,484)	0,784
	46-55 años	0,632 (0,631-0,632)	0,762	0,454	0,222 (0,207-0,237)	0,518 (0,508-0,526)	0,823
	36-45 años	0,642 (0,641-0,642)	0,730	0,473	0,282 (0,268-0,294)	0,534 (0,525-0,541)	0,831
	26-35 años	0,598 (0,597-0,598)	0,764	0,531	0,355 (0,344-0,366)	0,516 (0,507-0,523)	0,793
Nacional 26-65 años		0,618 (0,618-0,618)	0,716	0,499	0,341 (0,324-0,357)	0,475 (0,462-0,488)	0,819
Género 26-65 años	Hombre	0,601 (0,600-0,601)	0,682	0,482	0,309 (0,285-0,333)	0,449 (0,429-0,467)	0,797
	Mujer	0,634 (0,633-0,634)	0,747	0,509	0,370 (0,347-0,392)	0,499 (0,480-0,517)	0,838
ECV	56-65 años	0,599 (0,598-0,600)	0,725	0,373	0,201 (0,152-0,249)	0,446 (0,412-0,479)	0,808
	46-55 años	0,611 (0,610-0,611)	0,685	0,460	0,242 (0,205-0,279)	0,455 (0,428-0,481)	0,816
	36-45 años	0,676 (0,675-0,676)	0,732	0,504	0,359 (0,326-0,390)	0,513 (0,488-0,537)	0,855
	26-35 años	0,613 (0,611-0,613)	0,756	0,570	0,474 (0,448-0,499)	0,497 (0,472-0,521)	0,809

Nota: entre paréntesis, los intervalos de confianza de los índices M TauB, Mb y Md al 5% de significancia.

Fuente: cálculos del autor con base en DANE (GEIH, 2008 I-II; ECV, 2008).

la educación de los padres que no se vio reflejado en un avance proporcional entre los hijos. También fue mucho menor el aumento en la dispersión en los años de educación en la última cohorte. Esto explica por qué, aun habiendo niveles similares de movilidad relativa, algunos índices absolutos como  $M^{\beta}$  tomen valores más altos (Cuadro 4). Una discusión más amplia en las diferencias entre índices se encuentra en la sección VI.

TAU B	CON RESPECTO A LA 'MADRE'					CON RESPECTO AL 'PADRE' Y A LA 'MADRE'
	ÍNDICES BASADOS EN MATRICES DE TRANSICIÓN		ÍNDICES BASADOS EN REGRESIONES			
	TRAZA	2 VALOR PROPIO	BETA (AÑOS)	GAMMA (AÑOS)	DELTA (NIVELES)	
0,623 (0,623-0,623)	0,739	0,474	0,169 (0,160-0,176)	0,512 (0,507-0,516)	0,818	0,774
0,619 (0,619-0,619)	0,727	0,472	0,174 (0,162-0,186)	0,516 (0,508-0,523)	0,814	0,766
0,627 (0,626-0,627)	0,752	0,474	0,163 (0,152-0,174)	0,508 (0,501-0,514)	0,822	0,781
0,612 (0,611-0,612)	0,695	0,305	0,109 (0,086-0,130)	0,499 (0,486-0,511)	0,813	0,759
0,643 (0,642-0,643)	0,710	0,439	0,127 (0,108-0,144)	0,534 (0,525-0,543)	0,831	0,791
0,655 (0,654-0,655)	0,781	0,524	0,215 (0,199-0,229)	0,552 (0,543-0,560)	0,842	0,795
0,595 (0,594-0,595)	0,751	0,513	0,266 (0,253-0,279)	0,506 (0,496-0,514)	0,789	0,744
0,626 (0,625-0,626)	0,688	0,442	0,228 (0,209-0,246)	0,458 (0,444-0,470)	0,825	0,777
0,624 (0,623-0,624)	0,741	0,459	0,220 (0,192-0,247)	0,455 (0,435-0,474)	0,823	0,758
0,628 (0,627-0,628)	0,645	0,403	0,235 (0,210-0,260)	0,460 (0,442-0,478)	0,825	0,792
0,606 (0,605-0,607)	0,542	0,269	0,021 (-0,03-0,076)	0,428 (0,396-0,460)	0,809	0,763
0,626 (0,625-0,627)	0,714	0,420	0,121 (0,078-0,162)	0,453 (0,426-0,478)	0,821	0,775
0,674 (0,672-0,674)	0,759	0,487	0,234 (0,197-0,269)	0,491 (0,467-0,515)	0,867	0,818
0,608 (0,607-0,608)	0,688	0,489	0,387 (0,359-0,415)	0,461 (0,437-0,485)	0,794	0,750

## B. MOVILIDAD POR LUGAR DE RESIDENCIA DEL ENCUESTADO, CABECERA/RESTO, 23 CIUDADES Y NUEVE REGIONES

En los cuadros 5 y 6 se desagregan niveles y años de educación e índices de movilidad por lugar de residencia de los encuestados entre cabecera y resto. En ambas encuestas se observa que los habitantes de las cabeceras y sus padres tienen niveles de educación significativamente superiores a los del resto. El porcentaje de la población con primaria o menos cae en las cabeceras de alrededor del 80% al 30%, mientras que el resto sólo desciende de alrededor de 96% a 76%.

**CUADRO 5. NIVEL Y AÑOS DE EDUCACIÓN (PROMEDIO Y DESVIACIÓN ESTÁNDAR) DE LOS ENCUESTADOS Y SUS PADRES Y CAMBIO INTERGENERACIONAL, 26-65 AÑOS, POR LUGAR DE RESIDENCIA DEL ENCUESTADO, 23 CIUDADES\***

		PORCENTAJE DE ENCUESTADOS POR MÁXIMO NIVEL EDUCATIVO ALCANZADO POR EL 'PADRE'				AÑOS DE EDUCACIÓN DEL 'PADRE'		PORCENTAJE DE POBLACIÓN POR MÁXIMO NIVEL EDUCATIVO ALCANZADO POR LA 'MADRE'			
		1	2	3	4	PROMEDIO	DESVIACIÓN ESTÁNDAR	1	2	3	4
GEIH	Cabecera	80,2	13,8	2,1	3,8	4,82	3,36	82,9	14,1	1,2	1,9
	Resto	97,5	2,2	0,1	0,2	2,76	2,63	97,8	2,1	0,1	0,1
ECV	Cabecera	79,00	14,39	1,65	4,96	4,27	4,17	81,72	14,88	1,43	1,97
	Resto	96,19	3,47	0,11	0,23	1,78	2,18	96,97	2,80	0,12	0,11

\*Para la definición de los niveles educativos, véase el Cuadro 2.  
Fuente: cálculos del autor con base en DANE (GEIH, 2008 I-II; ECV, 2008).

**CUADRO 6. ÍNDICES DE MOVILIDAD INTERGENERACIONAL, 26-65 AÑOS, POR LUGAR DE RESIDENCIA DEL ENCUESTADO, CABECERA/RESTO**

		CON RESPECTO AL 'PADRE'					
		TAU B	ÍNDICES BASADOS EN MATRICES DE TRANSICIÓN		ÍNDICES BASADOS EN REGRESIONES		
			TRAZA	2 VALOR PROPIO	BETA (AÑOS)	GAMMA (AÑOS)	DELTA (NIVELES)
GEIH	Cabecera	0,630 (0,629-0,630)	0,776	0,543	0,328 (0,321-0,334)	0,532 (0,527-0,536)	0,823
	Resto	0,782 (0,781-0,782)	0,707	0,349	0,597 (0,571-0,622)	0,697 (0,677-0,716)	0,948
ECV	Cabecera	0,631 (0,630-0,631)	0,747	0,560	0,427 (0,407-0,447)	0,506 (0,488-0,523)	0,832
	Resto	0,780 (0,778-0,781)	0,819	0,517	0,394 (0,355-0,432)	0,640 (0,617-0,662)	0,947

		CON RESPECTO A LA 'MADRE'						
		TAU B	ÍNDICES BASADOS EN MATRICES DE TRANSICIÓN		ÍNDICES BASADOS EN REGRESIONES			CON RESPECTO AL 'PADRE' Y A LA 'MADRE'
			TRAZA	2 VALOR PROPIO	BETA (AÑOS)	GAMMA (AÑOS)	DELTA (NIVELES)	DELTA (NIVELES)
GEIH	Cabecera	0,634 (0,634-0,634)	0,775	0,549	0,237 (0,228-0,245)	0,542 (0,536-0,546)	0,830	0,789
	Resto	0,792 (0,791-0,792)	0,808	0,408	0,561 (0,534-0,587)	0,674 (0,654-0,693)	0,946	0,921
ECV	Cabecera	0,634 (0,633-0,634)	0,718	0,501	0,321 (0,298-0,343)	0,487 (0,469-0,504)	0,835	0,790
	Resto	0,810 (0,808-0,811)	0,759	0,437	0,318 (0,279-0,357)	0,614 (0,591-0,636)	0,949	0,920

Fuente: cálculos del autor con base en DANE (GEIH, 2008 I-II; ECV, 2008)

AÑOS DE EDUCACIÓN DE LA 'MADRE'		PORCENTAJE DE POBLACIÓN POR MÁXIMO NIVEL EDUCATIVO ALCANZADO POR EL 'ENCUESTADO'				AÑOS DE EDUCACIÓN DEL 'ENCUESTADO'		PROMEDIO AÑOS HIJO/'PADRE'	DESVIACIÓN ESTÁNDAR AÑOS HIJO/'PADRE'
PROMEDIO	DESVIACIÓN ESTÁNDAR	1	2	3	4	PROMEDIO	DESVIACIÓN ESTÁNDAR		
4,53	2,89	30,2	43,0	4,1	22,7	9,35	4,83	1,94	1,44
2,74	2,58	77,9	19,5	0,3	2,3	4,35	3,50	1,58	1,33
3,88	3,63	30,92	40,53	10,48	18,06	9,25	4,84	2,16	1,16
1,72	2,04	75,26	21,17	1,49	2,07	4,55	3,67	2,56	1,68

Además, el porcentaje de los encuestados con nivel secundario de las cabeceras duplica el del resto. Asimismo, en las cabeceras también aumentó mucho más la proporción de personas con educación superior. Las encuestas, sin embargo, discrepan en cuanto al cambio en el promedio y la dispersión de los años de educación. Mientras que en la GEIH se registra que los habitantes de las cabeceras aumentaron en mayor proporción el número de años, así como la desviación estándar, en ECV se encuentra lo contrario. La gran diferencia está en el número de años de educación de los padres, que es mucho más baja en la ECV para la población rural. Una explicación para la diferencia es que la ECV tiene información más desagregada, y permite diferenciar primaria incompleta de completa, cosa que no es posible en la GEIH. El mayor nivel de desagregación permite hacer supuestos más precisos en la ECV, lo que lleva, en el caso de los padres de los entrevistados en el resto, a promedios significativamente más bajos.

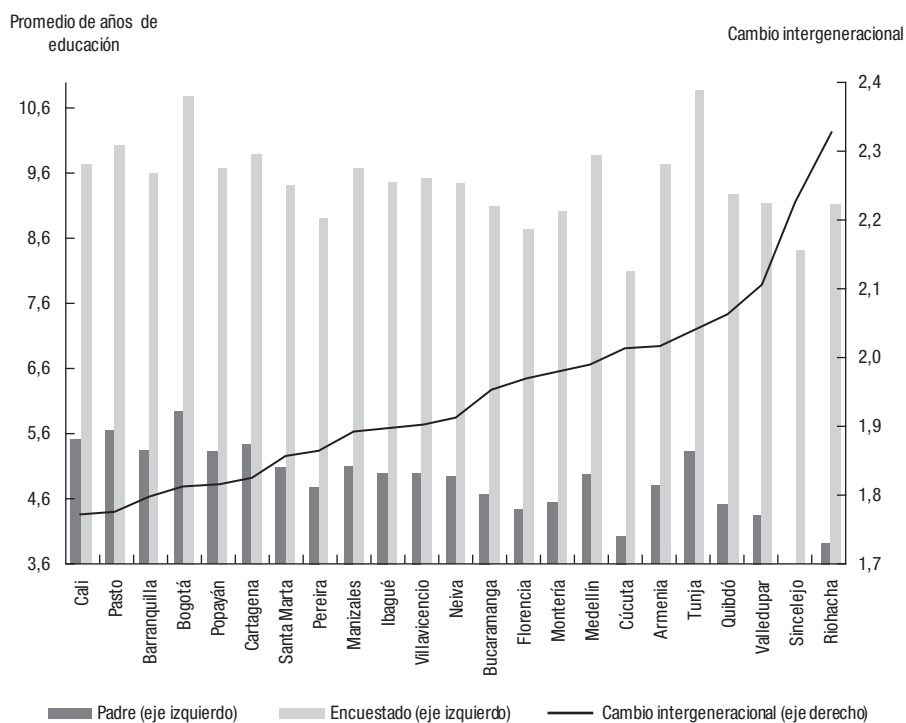
Sólo el índice  $M^{SVP}(P)$  señala, en todas las especificaciones, que las cabeceras tuvieron mayor movilidad. Los demás índices coinciden en que las cabeceras tuvieron menor movilidad, es decir que allí el nivel educativo de los encuestados depende más del de los padres que en el resto. Esto se debe en parte a que en las cabeceras se registran mayores niveles educativos entre los padres. Como en el caso de la última cohorte, las matrices de transición muestran que la persistencia en el nivel 4 es sustancialmente mayor en dichas zonas que en el resto. Asimismo, son muchos más los retrocesos hasta el nivel de primaria o menos en las zonas rurales<sup>18</sup>. Además, en las cabeceras aumentó

<sup>18</sup> Véanse las matrices de transición en el Anexo 1 del documento de trabajo Bonilla (2010), pp. 45-50.

mucho menos la dispersión en los años de educación, lo que se debe, en gran medida, a que se parte de niveles de educación mucho más altos.

Para los resultados por ciudades y regiones se opta por concentrarse sólo en algunas de las medidas de educación y movilidad, dado que el volumen de información dificulta la interpretación<sup>19</sup>. El Gráfico 1 muestra el número de años de educación promedio de encuestados y padres por ciudades, así como el cambio relativo.

**GRÁFICO 1. AÑOS DE EDUCACIÓN PROMEDIO DE ENCUESTADOS Y PADRES Y CAMBIO INTERGENERACIONAL, 26-65 AÑOS, POR LUGAR DE RESIDENCIA DEL ENCUESTADO, 23 CIUDADES**



Fuente: cálculos del autor con base en DANE (GEIH, 2008 I-II).

<sup>19</sup> Los cuadros completos pueden consultarse en los anexos 2 y 3 del documento de trabajo Bonilla (2010), pp. 51-57.

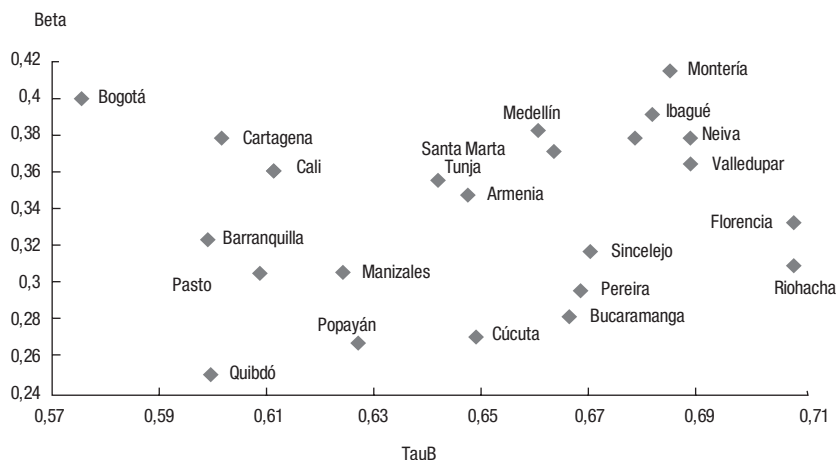


Lo primero que salta a la vista es que hay una relación negativa entre los años de educación promedio de los padres y el cambio relativo. Con una correlación de  $-0,83$ , hay clara evidencia de que hay convergencia entre ciudades en los promedios educativos. Las ciudades con menor cambio son Cali, Pasto, Barranquilla, Bogotá, Popayán y Cartagena. En aquéllas, se parte de promedios relativamente altos en los padres y los encuestados superan los 9,6 años de educación. En el caso de las cuatro ciudades con mayor aumento, Quibdó, Valledupar, Sincelejo y Riohacha, se parte de niveles muy bajos en los padres, y los encuestados no superan los nueve años de educación. Tunja es la quinta ciudad con mayor aumento en el promedio de años, pero se distingue de las cuatro precedentes. De menor a mayor cambio relativo en años de educación, Cartagena ocupa el sexto puesto, Bucaramanga el 13 y Medellín el 16.

En cuanto a la movilidad, se muestran sólo dos índices relativamente representativos. Para escogerlos, se construyen las correlaciones simples y por rangos (Spearman) de los índices de las distintas ciudades (Anexo 1). Se pueden clasificar los índices en dos grupos. Por un lado están  $M^{Tau B}$ ,  $M^{\nu}$ ,  $M^{\delta}$  y  $M^{2\delta}$ , índices positiva y altamente correlacionados entre ellos. Por otro lado están  $M^{Tr}(P)$ ,  $M^{SVP}(P)$  y  $M^{\beta}$  que tienen poca correlación con los índices del primer grupo, en ocasiones negativa, y se encuentran medianamente correlacionados entre ellos. Los dos índices representativos de sus respectivos grupos son  $M^{Tau B}$  y  $M^{\beta}$  con respecto a la educación del padre. Lo primero que debe decirse es que, aún cuando no todas las diferencias son significativas, sí lo son aquellas entre las ciudades de mayor y las de menor movilidad. Como puede verse en el Gráfico 2, hay algunas ciudades que se encuentran siempre entre las más móviles, como Montería, Neiva y Valledupar.

Por su parte, Quibdó está siempre entre las menos móviles. Santa Marta, Armenia, Villavicencio son ciudades que tienden a ubicarse en puntos medios en el conjunto de los índices. En otras ciudades, sin embargo, hay diferencias considerables entre índices. En particular, en Bogotá, Cartagena y Cali, tres de las ciudades más grandes del país, los valores de los índices del segundo grupo son altos, mientras que los del primero indican que la movilidad fue relativamente menor. En Riohacha y Florencia y en menor medida en Cúcuta, Bucaramanga y Pereira, sucede lo contrario, los índices del primer grupo son altos y los del segundo bajos. En el caso de Medellín los índices del primer grupo toman valores medios mientras que los índices del segundo grupo la ubican entre las ciudades con mayor movilidad.

**GRÁFICO 2. ÍNDICES  $M^{Tau B}$  Y  $M^{\beta}$  CON RESPECTO A LA EDUCACIÓN DEL PADRE, 26-65 AÑOS, POR LUGAR DE RESIDENCIA DEL ENCUESTADO, 23 CIUDADES**



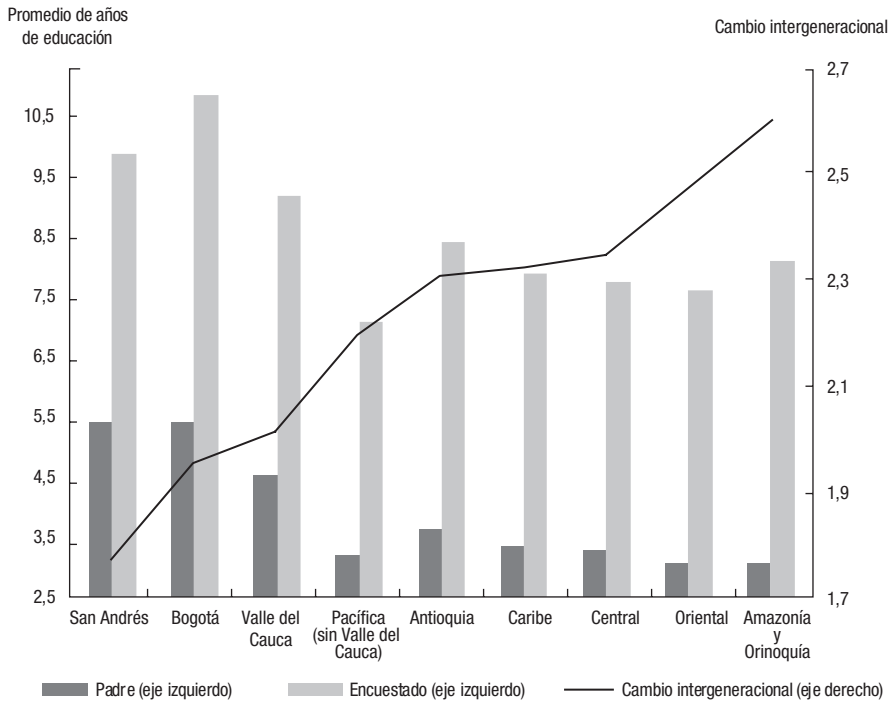
Fuente: cálculos del autor con base en DANE (GEIH, 2008 I-II).

Desagregando por regiones, también se observa convergencia en el promedio de años de educación. En efecto, la correlación entre el promedio de años de educación de los padres y el cambio intergeneracional es de  $-0,90$ . San Andrés, Bogotá y Valle son las regiones con mayores niveles educativos entre los padres y en las que menos aumentó el promedio. Por su parte, las regiones con mayor aumento promedio son Caribe, Central, Oriental y Amazonía/Orinoquía, todas ellas caracterizadas por bajos niveles educativos entre los padres. En Antioquia, que se encuentra en un punto medio, se parte aproximadamente de 3,5 años de educación en los padres, y los hijos alcanzan los 8,2, lo que la ubica en la quinta posición (Gráfico 3).

Las diferencias entre los índices de movilidad son menos grandes entre regiones que entre ciudades. Sin embargo, también se pueden clasificar en los mismos dos grupos de índices (Anexo 1). En el Gráfico 4 se observa que la región Pacífica (sin Valle) está siempre entre las menos móviles, mientras que San Andrés y Amazonía/Orinoquía permanecen entre las que más lo son. En los rangos medios pueden clasificarse las regiones Caribe, Antioquia y en menor medida, Oriental y Central. En los casos de Bogotá y Valle se tiene en general bajos niveles de movilidad con los índices pertenecientes al primer grupo, y altos con los del segundo. Dada la definición de las regiones, los resultados de Gaviria (2002) para el año 1997 no son del todo comparables. No obstante, nótese que hay algunas similitudes; con el índice  $M^{\beta}$  Bogotá se encuentra en ambos casos entre las regiones más móviles, así mismo, Caribe y Antioquia se encuentran

en una posición media. Las regiones Central y Oriental, en cambio, cambian completamente de posición.

**GRÁFICO 3. AÑOS DE EDUCACIÓN PROMEDIO DE ENCUESTADOS Y PADRES, 26-65 AÑOS Y CAMBIO INTERGENERACIONAL, POR LUGAR DE RESIDENCIA DEL ENCUESTADO, NUEVE REGIONES**

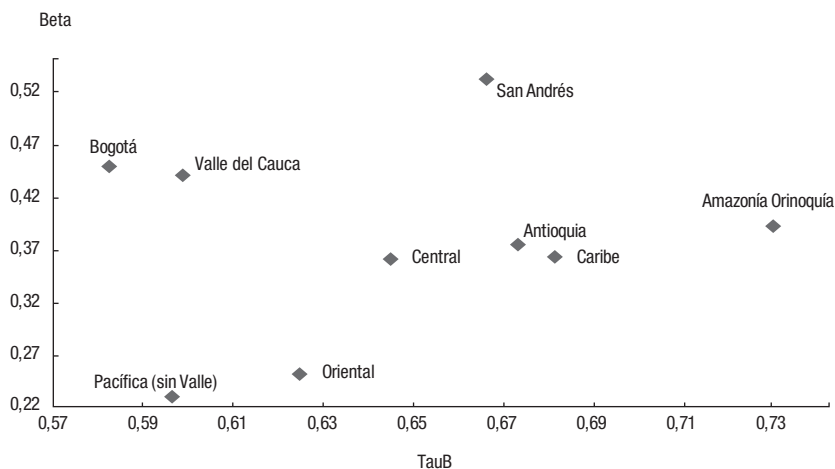


Fuente: cálculos del autor con base en DANE (ECV, 2008).

Dada la definición de las regiones, el único resultado en este nivel de región de la ECV comparable con resultados de la GEIH es el de Bogotá. Como puede verse, el índice  $M^{Tau B}$  es muy similar, y el  $M^{\beta}$  es mayor. La diferencia en  $M^{\beta}$ , sin embargo, es común a todos los niveles de desagregación, por las razones expuestas en la sección II. Más allá de los valores de los índices, cabe destacar que los resultados de la ECV confirman lo que se había encontrado para 23 ciudades. De acuerdo con  $M^{\beta}$ , Bogotá registra altos niveles de movilidad, pero esto se explica sobre todo porque los padres tenían mayores niveles de educación, lo que se traduce en un menor aumento en la dispersión. Por su parte, los índices  $M^{Tau B}$  y  $M^{\gamma}$  señalan que la capital tiene menos movilidad relativa frente a otras regiones y ciudades del país, lo que se podría interpretar como que

sus habitantes cambian menos de posición en la sociedad. Los índices  $M^\delta$  y  $M^{2\delta}$  encuentran resultados similares a los de los índices relativos.

**GRÁFICO 4. ÍNDICES  $M^{Tau B}$  y  $M^\beta$  CON RESPECTO A LA EDUCACIÓN DEL PADRE, 26-65 AÑOS, POR LUGAR DE RESIDENCIA DEL ENCUESTADO, 23 CIUDADES**



Fuente: cálculos del autor con base en DANE (ECV, 2008).

Antes de pasar a las diferencias en la movilidad entre migrantes y no migrantes, vale la pena resaltar que tanto en las ciudades y en las regiones se encontró que, en términos relativos, el promedio de años de educación aumentó considerablemente más en donde los padres estaban más rezagados; en este sentido se habla de convergencia en promedios. Sin embargo, los cambios en el promedio no necesariamente implican mayor movilidad. Entonces ¿existe relación entre la movilidad intergeneracional y el nivel educativo de los padres?

El Cuadro 7 muestra las correlaciones entre las distintas medidas de movilidad y el nivel educativo de los padres. También se incluyen las correlaciones entre la movilidad y el cambio intergeneracional en el promedio de años de educación. Como puede verse, mientras que los índices  $M^{Tau B}$ ,  $M^\delta$  y  $M^{2\delta}$  están negativamente relacionados con la educación de los padres, en los índices del segundo grupo la relación es netamente positiva. Como era de esperarse, cuando se compara la movilidad con el cambio en el promedio de años de educación, se encuentra exactamente lo contrario. De acuerdo con  $M^{Tau B}$ ,  $M^\delta$  y  $M^{2\delta}$ , a mayor crecimiento en el promedio de educación, mayor movilidad. Los índices  $M^{Tr}(P)$  y  $M^{SVP}(P)$  y  $M^\beta$ , en cambio, señalan que hubo menor movilidad en donde más crecieron los promedios.

**CUADRO 7. CORRELACIONES SIMPLE Y POR RANGOS ENTRE LOS AÑOS DE EDUCACIÓN DE LOS PADRES, EL CAMBIO INTERGENERACIONAL Y LOS ÍNDICES DE MOVILIDAD, 26-65 AÑOS, POR LUGAR DE RESIDENCIA DEL ENCUESTADO, 23 CIUDADES (GEIH) Y NUEVE REGIONES (ECV)**

		CON RESPECTO AL PADRE								
				ÍNDICES BASADOS EN MATRICES DE TRANSICIÓN				ÍNDICES BASADOS EN REGRESIONES		
		TAU B		TRAZA	2 VALOR PROPIO	BETA (AÑOS)	GAMMA (AÑOS)	DELTA (NIVELES)		
Promedio de años de educación	Padre	Correlación simple	GEIH	-0,67	0,09	0,24	0,33	-0,11	-0,73	
			ECV	-0,37	0,50	0,63	0,81	-0,06	-0,56	
		Correlación por rangos	GEIH	-0,70	0,07	0,17	0,25	-0,17	-0,76	
		ECV	-0,20	0,47	0,47	0,78	0,05	-0,28		
	Madre	Correlación simple	GEIH	-0,57	0,12	0,25	0,31	0,03	-0,63	
			ECV	-0,28	0,56	0,62	0,83	-0,01	-0,46	
Correlación por rangos		GEIH	-0,70	0,07	0,18	0,22	-0,16	-0,75		
	ECV	-0,27	0,50	0,48	0,82	0,03	-0,32			
Cambio en promedio de años	Con respecto al 'padre'	Correlación simple	GEIH	0,55	0,09	0,10	-0,18	-0,07	0,59	
			ECV	0,51	-0,36	-0,39	-0,64	0,23	0,65	
		Correlación por rangos	GEIH	0,54	0,16	0,12	-0,11	0,00	0,61	
			ECV	0,52	-0,30	-0,28	-0,57	0,30	0,62	
	Con respecto a la 'madre'	Correlación simple	GEIH	0,32	0,09	0,14	-0,10	-0,27	0,37	
			ECV	0,31	-0,52	-0,38	-0,69	0,10	0,42	
		Correlación por rangos	GEIH	0,26	0,18	0,23	-0,03	-0,29	0,34	
			ECV	0,30	-0,48	-0,33	-0,70	0,03	0,37	
		CON RESPECTO A LA MADRE								
				ÍNDICES BASADOS EN MATRICES DE TRANSICIÓN				ÍNDICES BASADOS EN REGRESIONES		CON RESPECTO AL PADRE Y A LA MADRE
		TAU B		TRAZA	2 VALOR PROPIO	BETA (AÑOS)	GAMMA (AÑOS)	DELTA (NIVELES)	DELTA (NIVELES)	
Promedio de años de educación	Padre	Correlación simple	GEIH	-0,73	0,27	0,62	0,12	-0,01	-0,75	-0,74
			ECV	0,11	-0,06	-0,00	0,82	0,34	-0,03	-0,29
		Correlación por rangos	GEIH	-0,74	0,25	0,65	0,16	-0,09	-0,75	-0,77
		ECV	0,03	-0,18	0,13	0,82	0,17	0,02	-0,20	
	Madre	Correlación simple	GEIH	-0,69	0,32	0,65	0,11	0,11	-0,73	-0,69
			ECV	0,13	-0,06	0,01	0,86	0,35	-0,01	-0,26
Correlación por rangos		GEIH	-0,77	0,25	0,69	0,14	-0,10	-0,78	-0,77	
	ECV	-0,05	0,03	0,45	0,92	0,22	-0,03	-0,23		
Cambio en promedio de años	Con respecto al 'padre'	Correlación simple	GEIH	0,59	-0,08	-0,28	-0,00	-0,18	0,59	0,63
			ECV	-0,02	0,21	0,14	-0,69	-0,22	0,08	0,39
		Correlación por rangos	GEIH	0,55	-0,04	-0,38	0,03	-0,11	0,55	0,61
			ECV	0,20	0,18	-0,02	-0,63	0,10	0,22	0,45
	Con respecto a la 'madre'	Correlación simple	GEIH	0,44	-0,10	-0,24	0,05	-0,37	0,45	0,45
			ECV	-0,10	0,22	0,13	-0,81	-0,30	0,00	0,27
		Correlación por rangos	GEIH	0,37	-0,07	-0,23	0,08	-0,41	0,35	0,39
			ECV	0,10	0,15	-0,28	-0,88	-0,22	0,07	0,25

Fuente: cálculos del autor con base en DANE (GEIH, 2008 I-II; ECV, 2008).

El índice  $M'$ , por su parte, no es concluyente dado que sus correlaciones toman valores cercanos a cero y cambian a las distintas especificaciones. Nótese que, hasta cierto punto, los resultados de ambos grupos coinciden con los que se hallaron al desagregar por cohorte y cabecera/resto. En el primer grupo hay claras señales de una relación negativa entre la educación de los padres y la movilidad intergeneracional, que es coherente con los efectos decrecientes de la educación sobre la movilidad. Los índices  $M^{Tr}(P)$  y  $M^{SVP}(P)$  y  $M^\beta$ , en cambio, encuentran una relación positiva. Algunas de las razones por las cuales se dan estas diferencias entre índices se discutirán en la quinta sección.

### C. MOVILIDAD EDUCATIVA Y MIGRACIONES

Un tema indispensable para completar el análisis regional de la movilidad intergeneracional es el de las migraciones. En efecto, hay estrechas relaciones entre las migraciones y la movilidad. Este tema ha sido ampliamente estudiado en el contexto de las migraciones internacionales; véase, por ejemplo, Borjas (1993), Dustmann (2005), Bauer y Riphahn (2006), y Abdurrahman, Chen y Corak (2008). En lo que respecta a las migraciones internas en Colombia, se ha mostrado que la mayor parte de las personas que se desplazan, llegan a regiones más prósperas que sus lugares de origen. Además, aquellos que parten de una región tienen en general mayores promedios de educación que los que se quedan (Romero, 2010). Pareciera entonces que migrar tiene implicaciones en términos de movilidad educacional. Con la intención de aportar evidencia a esta discusión, a continuación se busca responder la siguiente pregunta: ¿Los migrantes tuvieron mayor movilidad intergeneracional en educación?

De acuerdo con la información de la ECV, el 56,7% de las personas nunca ha migrado, 42,3% cambió de municipio, y 0,9% viene de otro país. En los cuadros 8 y 9, se presentan niveles y años de educación e índices de movilidad por migraciones.

Como puede verse, los migrantes internos, es decir aquellos que cambiaron de municipio, tienen en promedio menos años de educación, tanto entre padres como en hijos. La razón es que hay menos migrantes en el nivel superior con título. Además, los migrantes internos presentan un aumento intergeneracional en el promedio de años de educación un poco mayor. Por el contrario, los encuestados que vienen de otros países, y sus padres, tienen niveles de educación considerablemente mayores. La mayor parte de los índices de movilidad, con la excepción de  $M^{Tr}(P)$  y  $M'$  con respecto a la madre, encuentran que los migrantes internos tuvieron mayor movilidad en educación que los no migrantes. Sin embargo, las diferencias no son muy grandes, y sólo en  $M^{Tau B}$  son representativas. En cuanto a los migrantes internacionales, todos los índices, excepto  $M^\beta$ , apuntan a que éstos tuvieron menor movilidad. Sin embargo, también en este caso se encuentra que las diferencias son representativas sólo en el caso de  $M^{Tau B}$ .

En los siguientes ejercicios se desagregan los resultados por región y migraciones. La idea es verificar si en las distintas regiones tampoco hay diferencias importantes entre quienes siempre han vivido en el mismo municipio y quienes han cambiado. Dado que se tienen muy pocas observaciones, se omiten las migraciones internacionales. Como en el apartado anterior, el análisis se concentra en algunas de las medidas<sup>20</sup>. En el Gráfico 5 puede verse que en algunas regiones las diferencias en educación entre migrantes y no migrantes son importantes. Por ejemplo en Bogotá y Valle los no migrantes registran mayor educación tanto en padres como en hijos. En Pacífico, Oriental y Amazonía/Orinoquía sucede exactamente lo contrario, llegan personas en promedio más educadas que quienes habitaban allí. Por otro lado, la relación entre los años de educación de los padres y el cambio intergeneracional, asociados con la convergencia en promedios, es un poco mayor en los no migrantes (-0,89) que en los migrantes internos (-0,86). En las regiones en que más aumenta el promedio de años de educación de los no migrantes, Caribe, Antioquia, Oriental y Amazonía/Orinoquía, el cambio supera al de los migrantes.

Desagregando por región y migraciones,  $M^{Tau B}$  sigue siendo altamente representativo del primer grupo de índices. No obstante, debe advertirse que en el caso de los migrantes internos los resultados de  $M^\beta$  difieren de los de los índices construidos a partir de matrices de transición<sup>21</sup>. En el Gráfico 6 puede verse que en las regiones Pacífica, Oriental, Caribe, Valle y San Andrés los migrantes registran valores de movilidad similares a los de los no migrantes. En las demás regiones hay algunas diferencias. Amazonía/Orinoquía es el caso más claro, pues los índices coinciden en que los no migrantes tienen mayor movilidad. En Antioquia sucede exactamente lo contrario, los migrantes tienen niveles de movilidad ligeramente superiores. En Bogotá, por su parte, los índices del primer grupo son similares en migrantes y no migrantes, pero  $M^\beta$  es significativamente menor en los migrantes. En la región Central la diferencia está en los índices del primer grupo, que es menor en los migrantes. En términos generales, sigue habiendo una relación negativa entre  $M^{Tau B}$ ,  $M^\delta$  y  $M^{2\delta}$  y el promedio de años de educación de los padres, y positiva en el caso de los índices  $M^\beta$ . En los índices  $M^{Tr}(P)$  y  $M^{SVP}(P)$  la relación es positiva en no migrantes, y negativa en los migrantes internos. En este caso, los resultados de  $M'$  tampoco son concluyentes, en la siguiente sección, se amplía la discusión en cuanto a las diferencias entre índices.

<sup>20</sup> Los cuadros completos pueden consultarse en el Anexo 4 del documento de trabajo Bonilla (2010), pp. 58-62.

<sup>21</sup> Véase Anexo 4 del documento de trabajo, Bonilla (2010), pp. 58-62.

**CUADRO 8. NIVEL Y AÑOS DE EDUCACIÓN (PROMEDIO Y DESVIACIÓN ESTÁNDAR) DE LOS ENCUESTADOS Y SUS PADRES Y CAMBIO INTERGENERACIONAL, 26-65 AÑOS, POR MIGRACIONES (\*)**

	PORCENTAJE DE ENCUESTADOS POR MÁXIMO NIVEL EDUCATIVO ALCANZADO POR EL PADRE				AÑOS DE EDUCACIÓN DEL PADRE		PORCENTAJE DE POBLACIÓN POR MÁXIMO NIVEL EDUCATIVO ALCANZADO POR LA MADRE				
	1	2	3	4	PROMEDIO	DESVIACIÓN ESTÁNDAR	1	2	3	4	
	No ha migrado	81,8	12,7	1,3	4,2	3,82	4,04	84,8	12,6	1,2	1,4
Ha migrado	de otro municipio	84,2	11,2	1,3	3,3	3,61	3,82	85,7	11,7	1,0	1,6
	de otro país	54,68	24,28	0,84	20,20	6,93	5,74	61,38	23,95	3,10	11,57

(\*) Para la definición de los niveles educativos, véase el Cuadro 2  
Fuente: cálculos del autor con base en DANE (ECV, 2008).

**CUADRO 9. ÍNDICES DE MOVILIDAD INTERGENERACIONAL, 26-65 AÑOS, POR MIGRACIONES**

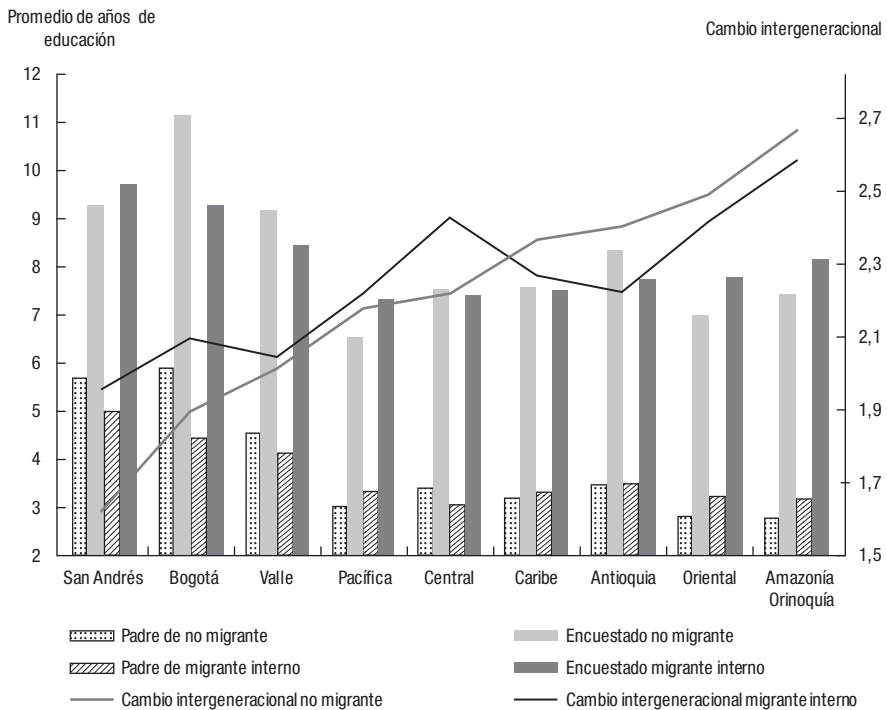
		CON RESPECTO AL PADRE						
		TAU B	ÍNDICES BASADOS EN MATRICES DE TRANSICIÓN		ÍNDICES BASADOS EN REGRESIONES			
			TRAZA	2 VALOR PROPIO	BETA (AÑOS)	GAMMA (AÑOS)	DELTA (NIVELES)	
No ha migrado		0,605 (0,604-0,605)	0,719	0,496	0,329 (0,306-0,350)	0,463 (0,445-0,480)	0,809	
Ha migrado	de otro municipio	0,650 (0,649-0,650)	0,719	0,509	0,362 (0,335-0,387)	0,502 (0,481-0,522)	0,844	
	de otro país	0,437 (0,434-0,440)	0,652	0,408	0,374 (0,233-0,513)	0,371 (0,230-0,511)	0,663	
		CON RESPECTO A LA MADRE						
		TAU B	ÍNDICES BASADOS EN MATRICES DE TRANSICIÓN		ÍNDICES BASADOS EN REGRESIONES			CON RESPECTO AL PADRE Y A LA MADRE
			TRAZA	2 VALOR PROPIO	BETA (AÑOS)	GAMMA (AÑOS)	DELTA (NIVELES)	DELTA (NIVELES)
No ha migrado		0,630 (0,629-0,630)	0,722	0,432	0,222 (0,196-0,247)	0,458 (0,440-0,475)	0,830 0,772	
Ha migrado	de otro municipio	0,631 (0,630-0,631)	0,648	0,445	0,238 (0,210-0,265)	0,465 (0,446-0,484)	0,826 0,792	
	de otro país	0,476 (0,472-0,478)	0,724	0,493	0,269 (0,113-0,424)	0,339 (0,198-0,479)	0,691 0,635	

Fuente: cálculos del autor con base en DANE (ECV, 2008).



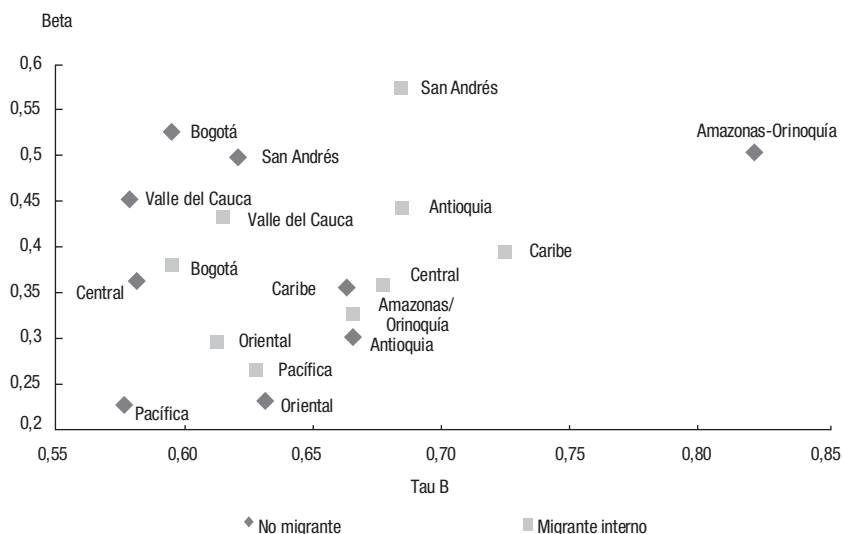
AÑOS DE EDUCACIÓN DE LA MADRE		PORCENTAJE DE POBLACIÓN POR MÁXIMO NIVEL EDUCATIVO ALCANZADO POR EL ENCUESTADO					AÑOS DE EDUCACIÓN DEL ENCUESTADO		PROMEDIO AÑOS HIJO/PADRE	DESVIACIÓN ESTÁNDAR AÑOS HIJO/PADRE
PROMEDIO	DESVIACIÓN ESTÁNDAR	1	2	3	4	PROMEDIO	DESVIACIÓN ESTÁNDAR			
3,42	3,47	39,3	36,2	9,2	15,3	8,38	5,04	2,19	1,25	
3,36	3,40	41,3	37,2	8,0	13,5	8,09	4,90	2,24	1,28	
5,86	5,21	22,45	29,13	6,72	41,70	10,96	5,72	1,58	1,00	

**GRÁFICO 5. AÑOS DE EDUCACIÓN PROMEDIO DE ENCUESTADOS Y PADRES, 26-65 AÑOS Y CAMBIO INTERGENERACIONAL, POR LUGAR DE RESIDENCIA DEL ENCUESTADO, NUEVE REGIONES Y MIGRACIONES**



Fuente: cálculos del autor con base en DANE (ECV, 2008).

**GRÁFICO 6. ÍNDICES  $M^{Tau B}$  Y  $M^{\beta}$  CON RESPECTO A LA EDUCACIÓN DEL PADRE, 26-65 AÑOS, POR LUGAR DE RESIDENCIA DEL ENCUESTADO, NUEVE REGIONES, Y MIGRACIONES**



Fuente: cálculos del autor con base en DANE (ECV, 2008).

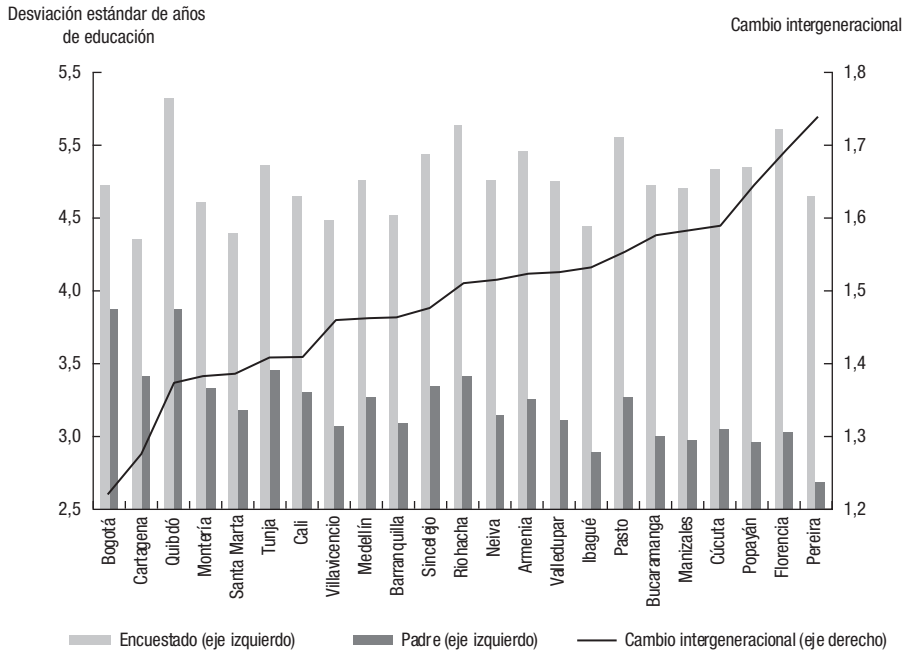
## V. DISCUSIÓN

Si bien es mejor construir varios índices que concluir a partir de unos pocos, el haber incluido una amplia gama de índices ha impedido hacer una geografía clara, y sobre todo única, de la movilidad intergeneracional en educación en Colombia. La pregunta clave que queda por responder es: ¿Cuáles índices son más cercanos a la realidad? A continuación se retoman algunas de las diferencias conceptuales entre índices y los resultados presentados en la sección anterior, con el fin de discutir cuáles pueden ser más confiables.

En el caso de  $M^{\beta}$  se sabe que se trata de un índice absoluto y, por tanto, es sensible al cambio en la dispersión de los años de educación. Dado un mismo nivel de movilidad relativa,  $M^{\beta}$  toma valores más altos en ciudades y regiones donde aumenta menos la dispersión de los años de educación entre padres e hijos. Esto es precisamente lo que sucede en Bogotá y Cartagena (y Valle del Cauca entre las regiones). Aún cuando la posición relativa de los individuos cambió menos (lo que se ve reflejado en los resultados de  $M^{\gamma}$ , el índice  $M^{\beta}$  encuentra que hubo alta movilidad porque la dispersión aumentó menos. Por el contrario, en Cúcuta, Bucaramanga y Pereira, en donde hay evidencia de mayor movilidad

relativa, la dispersión aumentó más, por lo que los índices  $M^{\beta}$  son menores a los del resto (Gráfico 7).

**GRÁFICO 7. DESVIACIÓN ESTÁNDAR DE AÑOS DE EDUCACIÓN DE ENCUESTADOS Y PADRES Y CAMBIO INTERGENERACIONAL, 26-65 AÑOS, POR LUGAR DE RESIDENCIA DEL ENCUESTADO, 23 CIUDADES**



Fuente: cálculos del autor con base en DANE (GEIH, 2008 I-II).

Lo anterior lleva a la pregunta: ¿Qué determina el cambio en la dispersión? Los cambios en la dispersión de las distintas ciudades están estrechamente relacionados con las variaciones en los promedios. En efecto, en el caso de las ciudades la correlación simple entre el cambio en la dispersión y el de la media aritmética es 0,92 con respecto a la educación del padre, y 0,95 en el caso de la madre. Esto parece apenas natural, dado que la desviación estándar es una medida de dispersión que depende de la media. Pero la relación va más allá, el cambio en la media tiene, a su vez, una correlación negativa casi perfecta con los años de educación de los padres. Una correlación de -0,95 entre el cambio en la desviación estándar y la educación de los padres permite afirmar que las diferencias en los cambios en la desviación se explican, en gran medida, por las diferencias en la educación de los padres. Así, las ciudades con mayores aumentos en la dispersión de los años de educación son aquellas que

inicialmente tenían promedios bajos y poca dispersión, como por ejemplo Cúcuta, Popayán, Florencia y Pereira. En cambio, en las ciudades con mayor promedio de educación en los padres, como Bogotá, Cartagena y Quibdó, la dispersión aumenta menos. Algo similar sucede en las regiones.

Además del sesgo introducido por las diferencias en la educación de los padres, el que los resultados de  $M^\delta$  y  $M^{2\delta}$  (que también son sensibles a la escala) sean más cercanos a los de  $M^{Tau B}$ , da a suponer que debe haber otras razones por las cuales  $M^\beta$  muestra resultados diferentes. Entre éstas se destacan dos: la primera es que  $M^\beta$  depende de los supuestos a partir de los cuales se construyen los años de educación de los padres, y en segundo lugar, en  $M^\beta$  se supone una relación lineal entre la educación de los padres y la de los hijos. Nótese que para construir el índice  $M'$  se hacen exactamente los mismos supuestos, lo que puede explicar por qué las correlaciones entre este índice y la educación de los padres es menor a la de  $M^\delta$  y  $M^{2\delta}$ .

En cuanto a los índices  $M^{Tau B}$ ,  $M^{Tr}(P)$  y  $M^{SVP}(P)$ , debe tenerse en cuenta que los resultados dependen de la definición de las categorías y, dada la información disponible, en estos ejercicios sólo se consideran cuatro de éstas. El primer problema que subyace es que en los grupos muy grandes no se tienen en cuenta los movimientos internos. Por ejemplo, no se registra cambio ni cuándo el hijo de una persona sin educación cursa algún grado de primaria, ni cuándo el hijo de un profesional obtiene un posgrado. Además, en el caso de  $M^{SVP}(P)$  se asume que las distancias entre categorías son constantes, supuesto que, dadas las categorías, parece demasiado fuerte. Por ejemplo, en el caso de la ECV, vale lo mismo pasar de primaria o menos a secundaria, que puede tener un equivalente de hasta a 11 años de educación, que pasar de superior sin título a superior con título. En este sentido, los índices que se construyen a partir de años de educación son más precisos. Ésta es una ventaja que tiene  $M^\delta$ , se usan los años de educación de los encuestados, en lugar de las categorías.

Resumiendo,  $M'$  es más adecuado para hacer comparaciones entre grupos que  $M^\beta$ , dado que no es sensible al cambio en la dispersión. En el caso de los índices  $M^{Tau B}$ ,  $M^{Tr}(P)$  y  $M^{SVP}(P)$ , todo depende de la definición de las categorías, y en la medida en que en este artículo sólo se consideran cuatro, puede haber pérdidas importantes en precisión. Los índices tipo  $M^\delta$ , por su parte, tienen ventajas porque que los supuestos son menos restrictivos, ya sea en el manejo de la información como en la forma funcional. En el caso de  $M^{2\delta}$ , se puede además usar información del padre y de la madre de manera simultánea. En vista de que los índices con mayores ventajas hacen parte del primer grupo, y que sus resultados regularmente coinciden entre ellos, se puede suponer que son más confiables. Esta argumentación, por ende, no permite concluir de manera definitiva, pero sí aporta elementos a la discusión.

## VI. CONCLUSIONES

El artículo tuvo por objetivo estudiar la movilidad intergeneracional en educación desde una perspectiva regional. Para ello, se construyen siete índices de movilidad, todos basados en el concepto de independencia y sensibles a la movilidad de tipo estructural. Además, se empleó información de dos encuestas diferentes, lo que permitió desagregar en 23 ciudades y 9 regiones, así como estudiar la relación entre movilidad y migraciones. La primera conclusión es que los resultados son sensibles a los índices. De acuerdo con un primer grupo de índices, a mayor crecimiento en el promedio de educación, mayor movilidad. Otros índices, en cambio, concluyen que se registra menor movilidad en donde hay mayores aumentos en los promedios. Estas diferencias confirman que en investigaciones sobre movilidad es indispensable construir varios índices.

Con el ánimo de ir más allá, en la V sección se exponen razones por las cuales, aún cuando la evidencia no es concluyente, se cree que los resultados del primer grupo de índices, que incluye  $M^{Tau B}$ ,  $M'$ ,  $M^\delta$  y  $M^{2\delta}$ , son más confiables. Entre los argumentos está que en el primer grupo se encuentran índices que no son sensibles al cambio en la dispersión, no dependen de la definición de las categorías de educación, tienen supuestos menos restrictivos y permiten usar el máximo de información disponible. Las siguientes conclusiones se derivan de los índices de este grupo. En el ámbito nacional las mujeres registran mayor movilidad que los hombres y la movilidad aumenta en el transcurso del tiempo hasta la penúltima cohorte estudiada; en la última se revierte la tendencia.

Desagregando por el lugar de residencia del encuestado, se encuentra que los habitantes de las cabeceras tienen menos movilidad que los de las zonas rurales. Por ciudades, Bogotá, Cartagena, Cali y Quibdó muestran niveles bajos de movilidad, mientras que Montería, Neiva, Valledupar, Riohacha y Florencia se encuentran siempre entre las más móviles. Por su parte, Medellín, Santa Marta, Armenia, Villavicencio son ciudades que tienden a ubicarse en puntos medios. En el caso de las regiones, Pacífica (sin Valle del Cauca), Bogotá y Valle del Cauca son las que tienen menos movilidad, seguidas de Oriental, Central, Caribe y Antioquía. Las regiones con mayor movilidad son San Andrés y Amazonía/Orinoquía. En términos generales, se observa una relación negativa entre la educación de los padres y la movilidad intergeneracional de las ciudades y las regiones; es decir, hubo más movilidad en donde los padres tenían niveles de educación bajos, lo que es coherente con la convergencia en promedios y los efectos decrecientes de la educación sobre la movilidad.

En cuanto a las diferencias en movilidad entre migrantes y no migrantes, los índices del primer grupo muestran que éstas son poco representativas en el agregado nacional. Al desagregar por regiones, sin embargo, se encuentra que

en Amazonía/Orinoquía y Central los no migrantes tienen mayor movilidad que los migrantes, lo que se explica en gran medida porque los padres de los no migrantes tienen niveles educativos relativamente inferiores. En Antioquia sucede exactamente lo contrario, los migrantes tienen niveles de movilidad ligeramente superiores. En Bogotá, Pacífica, Oriental, Caribe, Valle del Cauca y San Andrés los migrantes registran valores de movilidad similares a los de los no migrantes.

Este artículo es sólo una primera aproximación regional al tema de la transmisión intergeneracional de la desigualdad y son varios los temas que quedan pendientes. En primer lugar, el problema de la movilidad intergeneracional en educación va mucho más allá de la cobertura. En Gaviria (2002) se muestra que la calidad de la educación pública está muy por debajo de la privada, lo que implica que recibir educación de calidad es todavía un privilegio reservado para pocos. En segundo lugar, las medidas presentadas en este artículo se enfocaron en adultos, y reportan, por tanto, resultados de una transmisión en educación que ya terminó. Sería pertinente preguntarse también por las diferencias regionales en la brecha educativa en niños y adolescentes, empleando por ejemplo las metodologías propuestas por Andersen (2001), y Dahan y Gaviria (1999). Otro tema que merece especial atención es el de la primera infancia, ya que cada vez hay más evidencia de que este período es tanto o más importante para el desarrollo de habilidades que la educación formal (Doyle, Harmon, Heckman y Tremblay, 2009). Tomando la educación de los padres como una circunstancia, también es posible medir cuánto de la desigualdad en el ingreso se debe a las oportunidades que tuvieron, o dejaron de tener, los habitantes. Por último, está el tema de la movilidad intergeneracional en ingresos, que se ha estudiado relativamente poco en Colombia.

## REFERENCIAS

- Abdurrahman, Aydemir; Chen, Wen-Hao; Corak, Miles (2008). "Intergenerational Education Mobility Among the Children of Canadian Immigrants", *Research Paper*, núm. 316, Business and Labor Market Analysis Division, Statistics Canada.
- Andersen, Lykke E. (2001). "Social Mobility in Latin America: Links with Adolescent Schooling". *Working paper*, núm. 433, Inter-American Development Bank (IDB).
- Azevedo, Viviana; Bouillon, César P. (2009). "Social Mobility in Latin America: A Review from Existing Evidence". *Working paper*, núm. 689, Inter-American Development Bank (IDB).

- Bauer, Philipp; Riphahn, Regina T. (2006). "Education and its Intergenerational Transmission: Country of Origin - Specific Evidence for Natives and Immigrants from Switzerland", *mimeo*, University of Erlangen-Nuremberg.
- Behrman, Jere R.; Gaviria Alejandro; Székely, Miguel (2001). "Intergenerational mobility in Latin America", *Working paper*, núm. 452, Inter-American Development Bank (IDB).
- Blanden, Jo (2009). "How Much Can We Learn From International Comparisons of Intergenerational Mobility?", *Working paper*, núm. 11, Centre for the Economics of Education, London School of Economics.
- Black, Sandra E. ; Devereux Paul J. (2010). "Recent Developments in Intergenerational Mobility", *Discussion Paper Series*, núm. 4866, The Institute for the Study of Labor (IZA).
- Bonilla, Leonardo (2010). "Movilidad intergeneracional en educación en las ciudades y regiones de Colombia", *Documentos de Trabajo sobre Economía Regional*, núm. 130, Centro de Estudios Económicos Regionales, CEER - Banco de la República.
- Bonilla, Leonardo (2009). "Determinantes de las diferencias regionales en la distribución del ingreso en Colombia: Un análisis de microdescomposición", *Ensayos sobre Política Económica*, vol. 27, núm. 59, pp. 100-156; publicado en este libro, pp. 65-119.
- Borjas, George (1993). "The Intergenerational Mobility of Immigrants", *Journal of Labor Economics*, vol. 11, núm. 1, pp. 113-135.
- Cartagena, Katherine (2003). "Educación y movilidad intergeneracional en Colombia 1929-1996", *Estudios Económicos de Desarrollo Internacional*, vol. 3, núm. 2, pp. 27-66.
- Checchi, Daniele; Dardanoni, Valentino (2002). "Mobility Comparisons: Does using different measures matter?", *Working paper*, núm. 15-2002, Dipartimento di Economia Politica e Aziendale, Università degli studi di Milano.
- Checchi, Daniele; Fiorio, Carlo V.; Leonardi, Marco (2008). "Intergenerational Persistence in Educational Attainment in Italy", *Discussion Paper Series*, núm. 3622, The Institute for the Study of Labor (IZA).
- Dahan, Momi; Gaviria, Alejandro (1999). "Sibling Correlations and Social Mobility in Latin America", *Working paper*, núm. 395, Inter-American Development Bank (IDB).
- Doyle, Orla; Harmon, Colm P.; Heckman, James J.; Tremblay, Richard E. (2009). "Investing in early human development: Timing and economic efficiency", *Economics and Human Biology*, vol. 7, núm. 1, pp. 1-6.
- Dustmann, Christian (2005). "Intergenerational Mobility and Return Migration: Comparing the sons of foreign and native born fathers", *Discussion Paper*, núm. 05-05, Centre for Research and Analysis of Migration, Department of Economics, University College London.

- Fessler, Pirmin; Mooslechner, Peter; Schuerz, Martin (2009). “Intergenerational Transmission of Educational Attainment in Austria”, *mimeo*, Society for the Study of Economic Inequality (ECINEQ).
- Fields, Gary; Ok, Efe A. (1996). “The measurement of income mobility: An introduction to the literature”, *Economic Research Reports*, núm. 96-05, Faculty of Arts and Science, Department of Economics, New York University.
- Fields, Gary (2004). “Economic and Social Mobility Really Are Multifaceted”, *mimeo*, School of Industrial and Labor Relations, Cornell University.
- Gaviria, Alejandro (2002). *Los que suben y los que bajan: educación y movilidad social en Colombia*, Fedesarrollo y Alfaomega, Bogotá.
- Markandya, Anil (1982). “Intergenerational Exchange Mobility and Economic Welfare”, *European Economic Review*, vol. 17, núm. 3, pp. 307-324.
- Nina, Esteban; Grillo, Santiago; Alonso, Carlos (2003). “Movilidad social y transmisión de la pobreza en Bogotá”, *Economía y Desarrollo*, vol. 2, núm. 2, pp. 119-154.
- Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo (PNUD) (2010). *Informe Regional sobre Desarrollo Humano para América Latina y el Caribe 2010: Actuar sobre el futuro: romper la transmisión intergeneracional de la desigualdad*, Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo (PNUD), New York.
- Ramírez, María T.; Téllez, Juana P. (2006). “La educación primaria y secundaria en Colombia en el siglo XX”, *Borradores de Economía*, núm. 379, Banco de la República.
- Romero, Julio (2010). “El éxito económico de los costeños en Bogotá: migración interna y capital humano”, publicado en la *Revista del Banco de la República*, vol. LXXXIII, núm. 991, junio.
- Documentos de Trabajo sobre Economía Regional*, núm. 129, Centro de Estudios Económicos Regionales, CEER - Banco de la República.
- Shorrocks, Anthony (1978). “The Measurement of Mobility”, *Econometrica*, vol. 46, núm. 5, pp. 1013-1024.
- Ténjo, Jaime; Bernal, Gloria L. (2004). “Educación y movilidad social en Colombia”. *Documentos de economía*, núm. 13, Facultad de Ciencias Económicas y Administrativas, Pontificia Universidad Javeriana.



## ANEXOS

### ANEXO 1. CORRELACIONES SIMPLE Y POR RANGOS ENTRE ÍNDICES DE MOVILIDAD

#### ANEXO 1.1 CORRELACIÓN SIMPLE Y POR RANGOS ENTRE ÍNDICES DE MOVILIDAD, 26-65 AÑOS, POR LUGAR DE RESIDENCIA DEL ENCUESTADO, 23 CIUDADES

		CON RESPECTO AL PADRE							
		TAUB	TRAZA	2 VALOR PROPIO	BETA (AÑOS)	GAMMA (AÑOS)	DELTA (NIVELES)		
Correlación simple	TauB	1,00							
	Traza	0,26	1,00						
	Con respecto al padre	2 valor propio	0,19	0,85	1,00				
		Beta (años)	0,16	0,49	0,51	1,00			
		Gamma (años)	0,69	0,49	0,30	0,36	1,00		
		Delta (niveles)	0,98	0,23	0,14	0,06	0,68	1,00	
		TauB	0,92	0,27	0,07	0,08	0,60	0,92	
		Traza	0,17	0,76	0,72	0,32	0,52	0,17	
		Con respecto a la madre	2 valor propio	-0,34	0,44	0,59	0,25	0,01	-0,37
		Beta (años)	0,09	0,27	0,28	0,73	-0,02	-0,04	
	Gamma (años)	0,49	0,44	0,15	0,23	0,87	0,49		
	Delta (niveles)	0,90	0,23	0,03	0,00	0,59	0,93		
	Delta (niveles) padre y madre	0,95	0,28	0,16	0,01	0,63	0,98		
Correlación por rangos	TauB	1,00							
	Traza	0,18	1,00						
	Con respecto al padre	2 valor propio	0,17	0,85	1,00				
		Beta (años)	0,21	0,47	0,57	1,00			
		Gamma (años)	0,63	0,33	0,30	0,29	1,00		
		Delta (niveles)	0,99	0,19	0,16	0,17	0,61	1,00	
		TauB	0,91	0,13	0,02	0,13	0,47	0,91	
		Traza	0,01	0,62	0,57	0,15	0,28	0,03	
		Con respecto a la madre	2 valor propio	-0,39	0,38	0,48	0,22	-0,02	-0,43
		Beta (años)	0,10	0,31	0,37	0,79	-0,08	0,03	
	Gamma (años)	0,42	0,25	0,09	0,14	0,83	0,40		
	Delta (niveles)	0,92	0,11	-0,02	0,11	0,49	0,92		
	Delta (niveles) padre y madre	0,96	0,19	0,11	0,10	0,53	0,97		
		CON RESPECTO A LA MADRE						DELTA (NIVELES) PADRE Y MADRE	
		TAUB	TRAZA	2 VALOR PROPIO	BETA (AÑOS)	GAMMA (AÑOS)	DELTA (NIVELES)		
Correlación simple	TauB	1,00							
	Traza	0,15	1,00						
	Con respecto al padre	2 valor propio	-0,38	0,69	1,00				
		Beta (años)	0,09	0,09	0,16	1,00			
		Gamma (años)	0,53	0,51	0,10	0,02	1,00		
		Delta (niveles)	0,99	0,14	-0,41	0,01	0,52	1,00	
		Delta (niveles) padre y madre	0,95	0,19	-0,36	-0,07	0,45	0,96	1,00
	Correlación por rangos	TauB	1,00						
		Traza	-0,07	1,00					
		Con respecto al padre	2 valor propio	-0,49	0,66	1,00			
		Beta (años)	0,12	0,11	0,22	1,00			
		Gamma (años)	0,42	0,34	0,04	0,01	1,00		
		Delta (niveles)	0,99	-0,07	-0,50	0,10	0,43	1,00	
		Delta (niveles) padre y madre	0,95	-0,01	-0,45	0,04	0,36	0,96	1,00

Fuente: cálculos del autor con base en DANE (GEIH, 2008 I-II)

**ANEXO 1.2 CORRELACIÓN SIMPLE Y POR RANGOS ENTRE ÍNDICES DE MOVILIDAD, 26-65 AÑOS, POR LUGAR DE RESIDENCIA DEL ENCUESTADO, 9 REGIONES**

		CON RESPECTO AL PADRE						
		TAUB	TRAZA	2 VALOR PROPIO	BETA (AÑOS)	GAMMA (AÑOS)	DELTA (NIVELES)	
Correlación simple	TauB	1,00						
	Traza	0,14	1,00					
	Con respecto al 2 valor propio padre	0,37	0,53	1,00				
	Beta (años)	0,16	0,44	0,82	1,00			
	Gamma (años)	0,86	0,00	0,60	0,49	1,00		
	Delta (niveles)	0,96	0,01	0,16	-0,03	0,78	1,00	
	TauB	0,73	0,21	0,72	0,54	0,89	0,66	
	Traza	-0,40	-0,12	-0,16	-0,19	-0,40	-0,34	
	Con respecto a 2 valor propio la madre	-0,49	-0,25	-0,34	-0,11	-0,40	-0,43	
	Beta (años)	0,07	0,41	0,77	0,92	0,43	-0,08	
	Gamma (años)	0,51	0,10	0,75	0,69	0,83	0,42	
	Delta (niveles)	0,74	0,13	0,58	0,45	0,88	0,72	
Delta (niveles) padre y madre	0,90	0,09	0,46	0,23	0,90	0,90		
Correlación por rangos	TauB	1,00						
	Traza	0,27	1,00					
	Con respecto al 2 valor propio padre	0,25	0,65	1,00				
	Beta (años)	0,02	0,45	0,82	1,00			
	Gamma (años)	0,83	0,25	0,48	0,38	1,00		
	Delta (niveles)	0,98	0,15	0,13	-0,07	0,82	1,00	
	TauB	0,73	0,32	0,52	0,28	0,90	0,68	
	Traza	-0,25	-0,02	0,18	0,02	-0,37	-0,23	
	Con respecto a 2 valor propio la madre	-0,48	-0,13	-0,10	0,15	-0,37	-0,38	
	Beta (años)	-0,15	0,40	0,62	0,93	0,23	-0,22	
	Gamma (años)	0,55	0,13	0,52	0,55	0,87	0,52	
	Delta (niveles)	0,68	0,22	0,47	0,30	0,92	0,65	
Delta (niveles) padre y madre	0,87	0,32	0,42	0,12	0,92	0,83		
		CON RESPECTO A LA MADRE						DELTA (NIVELES) PADRE Y MADRE
		TAUB	TRAZA	2 VALOR PROPIO	BETA (AÑOS)	GAMMA (AÑOS)	DELTA (NIVELES)	
Correlación simple	TauB							
	Traza							
	Con respecto al 2 valor propio padre							
	Beta (años)							
	Gamma (años)							
	Delta (niveles)							
	TauB	1,00						
	Traza	-0,45	1,00					
	Con respecto a 2 valor propio la madre	-0,64	0,77	1,00				
	Beta (años)	0,57	-0,28	-0,23	1,00			
	Gamma (años)	0,92	-0,44	-0,47	0,77	1,00		
	Delta (niveles)	0,97	-0,42	-0,56	0,46	0,86	1,00	
Delta (niveles) padre y madre	0,89	-0,36	-0,53	0,19	0,70	0,94	1,00	
Correlación por rangos	TauB							
	Traza							
	Con respecto al 2 valor propio padre							
	Beta (años)							
	Gamma (años)							
	Delta (niveles)							
	TauB	1,00						
	Traza	-0,32	1,00					
	Con respecto a 2 valor propio la madre	-0,50	0,62	1,00				
	Beta (años)	0,12	-0,03	0,28	1,00			
	Gamma (años)	0,80	-0,27	-0,23	0,50	1,00		
	Delta (niveles)	0,98	-0,37	-0,45	0,17	0,87	1,00	
Delta (niveles) padre y madre	0,93	-0,33	-0,55	-0,05	0,73	0,92	1,00	

Fuente: cálculos del autor con base en DANE (ECV, 2008).

*Dimensión regional de las desigualdades en Colombia*  
fue compuesto con caracteres Garamond 10,5 puntos  
y Swiss721 en BT, y se imprimió en papel Propalibros de 70 gramos,  
con tintas vegetales.

Bogotá, D. C., diciembre de 2011.