



Documentos de trabajo sobre  
**ECONOMÍA REGIONAL**

**Causas de las diferencias regionales en  
la distribución del ingreso en Colombia, un ejercicio  
de micro-descomposición**

Leonardo Bonilla Mejía

No. 111

Marzo, 2009



**BANCO DE LA REPÚBLICA**  
CENTRO DE ESTUDIOS ECONÓMICOS REGIONALES (CEER) - CARTAGENA

## **Causas de las diferencias regionales en la distribución del ingreso en Colombia, un ejercicio de micro-descomposición**

Leonardo Bonilla Mejía <sup>♦</sup> <sup>\*</sup>

Cartagena de Indias, Marzo de 2009

---

<sup>♦</sup> Economista del Centro de Estudios Económicos Regionales (CEER) del Banco de la República, Cartagena. Para comentarios, favor comunicarse con este autor al correo [lbnilme@banrep.gov.co](mailto:lbnilme@banrep.gov.co) o al teléfono (5) 6600808 Ext. 5352. Este documento puede consultarse en la página electrónica del Banco de la República [http://www.banrep.gov.co/publicaciones/pub\\_ec\\_reg4.htm](http://www.banrep.gov.co/publicaciones/pub_ec_reg4.htm)

<sup>\*</sup> El autor agradece los comentarios de Adolfo Meisel, María Aguilera, Irene Salazar, Juan David Barón, Julio Romero, Luis Armando Galvis, y Joaquín Viloria durante la elaboración del presente documento.

## Resumen

Durante los últimos 20 años la distribución del ingreso en Colombia se ha deteriorado considerablemente. Este fenómeno ha sido muy estudiado en el agregado nacional, sin embargo, no sucede lo mismo con las diferencias regionales en la desigualdad. Hasta la fecha no se han discutido las razones por las cuales los departamentos y las ciudades más ricas, entre las que se destaca la capital de la República, tienden a encontrarse entre los menos equitativos. En este estudio se exploran los determinantes de las diferencias regionales en la distribución del ingreso de los hogares de las 23 ciudades principales de Colombia. El objetivo es esclarecer los factores por los cuales el crecimiento de la economía ha sido compatible con aumentos sustanciales en la desigualdad del ingreso en un buen número de ciudades.

La estrategia seguida consiste en modelar cómo sería la distribución del ingreso de los habitantes urbanos de Colombia si las 23 ciudades consideradas compartieran algunas de las características de Bogotá. Para esto se emplean métodos de micro-descomposición paramétrica. Lo que se encuentra es que la estructura de retornos y su interacción con la educación y el número de niños, así como los ingresos no laborales, se destacan entre los factores cuyos efectos son regresivos, es decir, que empeoran la distribución del ingreso. Por su parte, el factor más progresivo de la capital es su estructura ocupacional. Además se muestra que los efectos de simular en las distintas ciudades algunas de las características de la capital no son homogéneos, las ciudades con menor desigualdad tienden a sufrir mayores impactos regresivos.

Palabras clave: Economía regional, distribución del ingreso, desigualdad, descomposición, micro-descomposición.

JEL: C15, C25, R12, R20, R23, D31, D63, J31.

## Contenido

I.	Introducción .....	1
II.	Los determinantes del retroceso distributivo en Colombia .....	2
III.	Una alternativa para descomponer los determinantes de las diferencias en desigualdad.....	6
IV.	Resultados agregados a nivel de 23 ciudades principales: ¿por qué es Bogotá una de las ciudades más desiguales?.....	13
4.1.	Resultados agregados para el ingreso de los asalariados.....	14
4.2.	Resultados agregados para el ingreso de los ocupados .....	19
4.3.	Resultados agregados para ingreso per cápita de los hogares .....	24
V.	Resultados desagregados a nivel de ciudad.....	31
5.1.	Una geografía de los determinantes de la desigualdad.....	31
5.2.	Relación entre el ingreso promedio y la desigualdad de las ciudades y su cambio porcentual en la simulación.....	35
5.3.	Resultados desagregados para ingreso de los asalariados .....	37
5.4.	Resultados desagregados para ingreso de los ocupados.....	40
5.5.	Resultados desagregados para ingreso per cápita de los hogares.....	42
VI.	Conclusiones .....	45
	Bibliografía .....	49
	Anexos.....	53
1.	Algunos detalles de la estimación y la simulación.....	53
2.	Parámetros de modelos estimados para Bogotá .....	55
3.	Caracterización por ciudad de algunos determinantes de las diferencias en la desigualdad .	60
4.	Resultados de micro-descomposición desagregado a nivel de ciudad .....	61

## I. Introducción

Durante los últimos 20 años, la distribución del ingreso en Colombia se ha deteriorado considerablemente. Este fenómeno ha sido muy estudiado en el agregado nacional, y varios investigadores coinciden en afirmar que la distribución de la educación, y su desigual remuneración son los principales determinantes de este gran retroceso. Sin embargo, no sucede lo mismo con las diferencias regionales en la desigualdad.

Así como existen patrones espaciales en la producción, la pobreza, las dotaciones educativas, la dinámica demográfica y los efectos del comercio exterior<sup>1</sup>, la desigualdad del ingreso cambia a través de las regiones, los departamentos y las ciudades. En Bonilla (2008) se muestra que estas diferencias son estadísticamente significativas y además, que los departamentos y las ciudades más ricas, tienden a presentar peores indicadores de desigualdad. De forma similar, Garza (2008) clasifica a Bogotá y a los departamentos como Antioquia, Valle y Atlántico, entre los más desiguales y destaca el gran aporte de los tres primeros a la desigualdad total del país<sup>2</sup>.

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

---

<sup>1</sup> Ver por ejemplo Galvis y Meisel (2002) y Bonet y Meisel (2006), en el tema del crecimiento, Pérez (2007-A), Bonet (2007) y Sayago (2009), respecto a la pobreza y a la educación, Pérez (2007-B) respecto a la dinámica demográfica y Haddad et al. (2008), en cuanto al comercio.

<sup>2</sup> El autor construye el coeficiente de Gini y el índice de Theil por departamentos para los años 1996, 1998 y 2003 a partir de la Encuesta Continua de Hogares (ECH). Además, realiza descomposiciones por subgrupos del índice de Theil notando que Bogotá, Antioquia y Valle aportan significativamente a la desigualdad tanto por la inter-desigualdad como por la intra-desigualdad.

en estos departamentos y ciudades? ¿Existen políticas que suavicen eventuales retrocesos distributivos?

En este documento se realizan ejercicios de descomposición de factores de desigualdad del ingreso de los hogares a partir de métodos de micro-descomposición paramétrica tipo Bourguignon y Ferreira (2004). Los datos empleados provienen de la Encuesta de Ingresos y Gastos (EIG) 2006-2007. La metodología busca construir escenarios contrafactuales en los que se evalúa cuál sería la distribución del ingreso de las principales ciudades de Colombia si tuvieran mercados laborales, sistemas educativos y decisiones demográficas semejantes a los de Bogotá. Se toma a la capital como punto de referencia, no sólo por ser la ciudad con mayor ingreso y tamaño en términos de población, sino por tratarse de una de las más desiguales, y de la que más aporta a la desigualdad total del país.

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

## II. Los determinantes del retroceso distributivo en Colombia

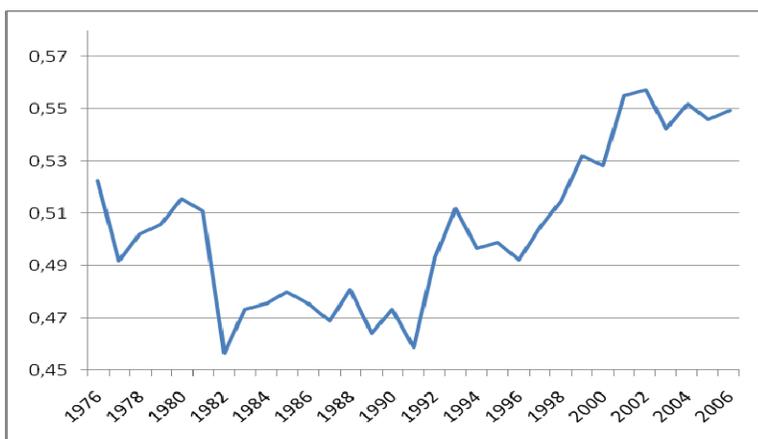
A lo largo del siglo XX se han registrado fuertes movimientos distributivos en Colombia. Londoño (1995) muestra que la curva de U invertida propuesta por Kuznets efectivamente se cumple para Colombia entre 1938 y 1988, con un punto de máxima desigualdad alrededor de 1964. El autor prueba además que los argumentos de tipo dualistas de Kuznets fallan a la hora de explicar la gran magnitud de los movimientos<sup>3</sup>. En efecto, durante este periodo de rápido crecimiento económico vía cambio tecnológico, fueron los movimientos

---

<sup>3</sup> Tal vez la principal característica de las fases de este periodo de desarrollo fue la magnitud de los cambios. El coeficiente de Gini creció de 45.4 en 1938 a 55.5 en 1964 y bajó de nuevo a 47.7 en 1988.

en los retornos a la educación y en las dotaciones educativas, y no la urbanización y las migraciones<sup>4</sup>, los que protagonizaron tan abruptos cambios en la desigualdad.

Gráfico 1. Coeficiente de Gini del ingreso percápita de los hogares de siete ciudades<sup>5</sup>, 1976-2006



Fuente: DNP.

Como se puede ver en el Gráfico 1 para siete de las ciudades principales de Colombia, desde el comienzo de la década de los 90 la tendencia distributiva se ha revertido y en menos de 20 años se ha alcanzado niveles de desigualdad comparables a los de 1964. De nuevo el caso colombiano se destaca por lo agudo de las fluctuaciones. Así como Londoño lo propone para el periodo 1938-1964, la gran mayoría de los autores que estudian la concentración del ingreso observada durante los últimos 20 años coinciden en que, de nuevo, son la educación y los retornos a la educación los que explican la mayor parte del rápido crecimiento de la desigualdad.

---

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

<sup>5</sup> Barranquilla, Bogotá, Cali, Medellín, Bucaramanga, Manizales y Pasto.

Dado esto, parece importante profundizar un poco en el mecanismo a través del cual las dotaciones educativas y su remuneración pueden afectar la distribución del ingreso. Todo comienza por un cambio técnico o tecnológico lo suficientemente importante como para presionar el mercado de factores, y en particular la demanda por mano de obra calificada. La incapacidad de responder con prontitud provoca un exceso de demanda que se traduce rápidamente en un aumento del salario relativo del grupo que cuenta con la educación requerida. Mientras que el número de individuos con educación superior no crezca lo suficiente como para reducir el exceso de demanda, todo esfuerzo en educación tendrá efectos regresivos. Sólo en la medida en que este exceso de demanda se reduzca significativamente, se puede llegar a un punto de quiebre a partir del cual todo aumento en las dotaciones educativas se verá reflejado en una estructura salarial menos desigual, y por tanto en un ingreso mejor distribuido.

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

Para el periodo 1938-1988, Londoño ubica el punto de quiebre a partir del cual los retornos a la educación comienzan a caer en la década de 1960, Es importante mencionar que para llegar a este punto, en el que Colombia pasó de tres a cuatro años de educación promedio por adulto, hubo un esfuerzo importante en el gasto público en educación, que se aceleró a partir de la segunda mitad de los años 50. En particular, la creación del SENA en 1957 modificó sustancialmente la oferta de trabajadores con calificación técnica.

Durante la década de los 90 en Colombia, la brecha salarial entre la educación media y profesional creció rápidamente. Núñez y Sánchez (1998) muestran que la brecha salarial entre personas con 16 y 11 años de educación pasó de menos de 2.4 en 1990 a más de 2.8 en 1998. Ocampo, Sánchez y Tovar (2000) encuentran que “la desfavorable evolución del empleo ha afectado fundamentalmente a los trabajadores de más bajo nivel educativo” y que “el cambio tecnológico ha sido intensivo en capital y ahorrador en mano de obra en todos los niveles educativos, aunque con mayor incidencia en la mano de obra de menor calificación”. Arango, Posada y Uribe (2004) muestran que “el aumento salarial cobijó, básicamente a empleados con mayores niveles de educación en el sector privado”. Tribín (2005), concluye también que “los retornos de las habilidades han determinado el incremento en la desigualdad salarial experimentada en las últimas décadas”. Posso (2008) muestra que “el cambio en la composición educativa del mercado laboral ha llevado a un crecimiento desigual”, y precisa también que existe heterogeneidad en salarios al interior del grupo de los más educados que puede asociarse con diferencias en calidad de la educación.

La relación entre la distribución de los salarios y la distribución del ingreso familiar, así como los determinantes del aumento en la desigualdad entre 1978 y 1995 en Colombia son estudiados en Vélez et al. (2004). Para los autores, los principales determinantes de los cambios en la distribución del ingreso familiar son en orden: 1. la estructura de ingresos laborales. 2. la varianza del componente no observado de los ingresos laborales. 3. la participación laboral femenina. 4. los cambios en las dotaciones educativas. 5. los cambios en el tamaño de los hogares.

El comercio exterior jugó también un papel decisivo en los cambios distributivos de la década de los 90. Ocampo, Sánchez y Tovar (2000) sostienen que “los sesgos generados por la apertura económica hacia la demanda de mano de obra más instruida se reflejan también en la mayor rentabilidad de la educación para los niveles de escolaridad más altos”. Al respecto, Attanasio, Goldberg y Pavcnik (2002) muestran que los sectores más afectados por la apertura fueron aquellos intensivos en mano de obra no calificada, y que los menos afectados fueron aquellos que empleaban en promedio a los más capacitados.

Además los autores prueban que la apertura contribuyó al aumento de los trabajadores informales y que esto a su vez tuvo efectos regresivos. Por su parte, Santamaría (2001) afirma que la apertura aumentó la demanda por empleados capacitados y así mismo la diferencia salarial entre la educación media y la universitaria.

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

### III. Una alternativa para descomponer los determinantes de las diferencias en desigualdad

Existen distintos enfoques a la hora de evaluar los determinantes de la desigualdad. Probablemente el más intuitivo de ellos consiste en estimar para un grupo de regiones o países, una función que asocia una medida de desigualdad a un conjunto de variables explicativas. Entre los factores incluidos es común encontrar variables económicas, educativas, demográficas e institucionales, entre otras. En Perugini y Martino (2008) se estiman por ejemplo los determinantes de la desigualdad en países europeos con datos de corte transversal (MCO). En Barro (1999), así como en Gries y Redlin (2008) se estiman modelos de panel a partir de información de países del mundo y de regiones de China, respectivamente. En el presente estudio, esta estrategia no parece la más adecuada ya que sólo se cuenta con información confiable en temas de distribución del ingreso a nivel departamental o de 23 ciudades principales.

En vista de que se tiene acceso a encuestas, este documento sigue el camino de la micro-descomposición paramétrica propuesta en Bourguignon y Ferreira (2004). Los datos

empleados se toman de la encuesta de Ingresos y Gastos de 2005-2006. La muestra incluye población urbana y rural, sin embargo, hay gran concentración alrededor del área urbana, y específicamente de las capitales departamentales. Por esta razón el estudio se centra en las familias que viven en las 23 ciudades principales de Colombia<sup>6</sup>.

Siguiendo la tradición de Oaxaca (1973) y Blinder (1973), las metodologías basadas en micro-descomposición paramétrica permiten descomponer las diferencias en la distribución del ingreso de dos poblaciones<sup>7</sup>. El avance de estas metodologías con respecto a Oaxaca-Blinder es que no sólo se simula el ingreso promedio sino toda la distribución del ingreso. En general se clasifican los factores de la diferencia entre distribuciones en tres categorías que son: a. La distribución de las características de los agentes, b. La estructura de retornos y decisiones y c. Los componentes no observados. La estrategia para evaluar la importancia de cada uno de estos factores consiste en:

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

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

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

---

<sup>6</sup> Los ejercicios se realizan con encuestas de 30.936 hogares urbanos que suman un total de 119.170 individuos en las 23 ciudades principales. Como se trata de ejercicios de simulación, es importante expandir la muestra para generar aleatoriedad. Para esto se emplean las ponderaciones provistas por el DANE. Por razones de eficiencia computacional, las ponderaciones se re-escalan de tal forma que el hogar con la menor ponderación aparezca una sola vez. De esta forma, en lugar de trabajar con 5'594.908 hogares se emplean sólo 690.665 hogares. Mayores detalles acerca del procesamiento de la encuesta pueden encontrarse en Bonilla (2008).

<sup>7</sup> Existen alternativas semi-paramétricas, tal es el caso de Dinardo, Fortin y Lemieux (1996), empleada para Colombia en Santamaría (2001). Por poblaciones pueden entenderse no sólo subgrupos de individuos caracterizados por raza, género o ubicación espacial, sino también un mismo grupo de individuos en momentos diferentes del tiempo.

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

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

$$y_{i,\beta\varepsilon}^{B \rightarrow A} = G(X_i^A, \varepsilon_i^B; \beta^B)$$

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

3. Una vez simulado el ingreso de *cada* agente se pueden construir las distribuciones contrafactuales del ingreso y las medidas de desigualdad. Las siguientes son distribuciones observadas y contrafactuales de  $A$  respectivamente:

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

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

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

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

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

En la línea de los ejercicios contrafactuales basados en micro-simulaciones paramétricas, Juhn, Murphy y Pierce (1993) proponen una metodología para simular la distribución de los ingresos salariales. Por su parte, Bourguignon y Ferreira (2004) amplían los objetivos y simulan el ingreso per cápita de los hogares. Para Colombia hay aplicaciones de estos dos tipos de descomposición en Tribín (2005) y Vélez et al. (2004), respectivamente. Mientras que en el primer caso el problema se limita a una ecuación lineal de ingreso salarial, para modelar el ingreso per cápita del hogar también se tienen en cuenta decisiones sobre el sector de ocupación, la educación y el número de niños en el hogar. La formulación empleada sigue de cerca la propuesta por Bourguignon y Ferreira (2004). En este caso las variables exógenas  $X$  se dividen en dos grupos: Las netamente exógenas ( $V$ ), entre las cuales se encuentra la edad, el género, la pertenencia cultural y étnica a grupos afrodescendientes e indígenas, si es o no jefe de hogar, el género del jefe de hogar, y la asistencia a la escuela, y las semi-exógenas ( $W$ ), que incluyen ocupación, educación y número de niños en el hogar<sup>8</sup>. El ingreso del  $h$  -ésimo hogar ( $y_h$ ), depende de ambas. A su vez, las variables semi-exógenas dependen de las netamente exógenas:

$$y_h = G[V, W, \varepsilon; \Omega]$$

$$W = H[V, \eta; \phi]$$

---

<sup>8</sup> No necesariamente el número de niños en el hogar coincide con el número de hijos del jefe de hogar.

Donde  $\Omega$  y  $\phi$  son vectores de parámetros y  $\varepsilon$  y  $\eta$ , variables aleatorias. A continuación se describen brevemente las formas funcionales de  $G$  y  $H$ .

El ingreso per cápita del  $h$ -ésimo hogar ( $y_h$ ) es igual a la suma de los ingresos laborales de los  $i$  individuos ocupados en el sector  $j$  ( $y_{hi}^j$ ), y de los ingresos no laborales del hogar ( $y_{0h}$ ), dividido por el número de personas en el hogar ( $n_h$ )<sup>9</sup>:

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

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

Tanto para los trabajadores asalariados como para los independientes, y también en el caso de los ingresos no laborales del hogar<sup>10</sup>, se estiman modelos log-lineales de ingreso en función de las variables exógenas ( $V$ ) y semi-exógenas ( $W$ ) reagrupadas en  $X_{hi}$ :

$$\log y_{hi}^j = X_{hi} \Omega^j + \varepsilon_{hi}^j$$

Las decisiones ocupacionales reflejadas en las variables  $I_{hi}^j$ , así como las decisiones de educación ( $Edu_{hi}$ ) y de número de niños en el hogar ( $n_h^n$ ) se estiman con modelos tipo logit

---

<sup>9</sup> En este documento se toma por hogar la unidad de gasto, que incluye a todos los miembros del hogar distintos de empleados domésticos, pensionistas y otros empleados.

<sup>10</sup> Los ingresos no laborales incluyen subsidios familiares y personales, pensiones y rentas.

multinomial. Se definen tres categorías para decisiones ocupacionales y de educación y cuatro en el caso del número de niños (ver Cuadro 1). La categoría “sin ingresos” incluye inactivos, desempleados y ocupados no remunerados. En adelante, las tres categorías de nivel educativo se denominarán bajo, medio y alto. Para mayor detalle en cuanto a las distribuciones de  $\varepsilon$  y  $\eta$ , y las estimaciones y las simulaciones de los ingresos y las decisiones de los agentes, véase el Anexo 1.

Cuadro 1. Categorías de las variables semi-exógenas

		Variable		
		ocupación	educación	niños/hogar
categoría	1	sin ingreso	hasta primaria	0
	2	asalariado	hasta media o secundaria	1
	3	independiente	profesional o superior	2
	4	.	.	3 o más

En el presente estudio se busca comprender por qué hay ciudades que a pesar de destacarse por sus altos niveles de desarrollo, se encuentran entre las más desiguales<sup>11</sup>. Bogotá es un buen ejemplo. Se trata de la ciudad más poblada y con mayor producción del país. Cuenta también con el ingreso per cápita más alto e indicadores de cobertura en servicios básicos y educación muy por encima de la media nacional. Sin embargo, y más allá de los buenos resultados del bogotano promedio, la distribución del ingreso de la capital es altamente desigual. En efecto, el coeficiente de Gini del ingreso per cápita de los hogares de la capital es en promedio tres puntos mayor al del resto de las 23 ciudades principales<sup>12</sup>. Además,

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

<sup>12</sup> Cálculos propios con base en EIG 2006-2007.

Bogotá aporta alrededor del 32% de la desigualdad intraregional del ingreso per cápita de los hogares del país, y el 71% si sólo se tienen en cuenta las 23 ciudades principales<sup>13</sup>.

En vista de la importancia del caso bogotano y de las características de la metodología, en este estudio se aborda el tema descomponiendo las diferencias en distribución entre la capital y *cada una* de las demás ciudades principales<sup>14</sup>. Otra alternativa sería descomponer las diferencias entre las ciudades y el promedio nacional. Sin embargo, las conclusiones parecen más intuitivas comparando siempre con una ciudad en particular. En la práctica se estiman modelos para cada ciudad y se simula en cada caso que ocurriría si se tomaran algunas o todas las estructuras de retornos y decisiones y/o a las distribuciones de los componentes no observados de la capital. Una vez simulado el ingreso de cada individuo y cada hogar, es posible construir distribuciones contrafactuales por ciudad y también distribuciones contrafactuales a nivel nacional.

Dada la metodología empleada, es posible evaluar los efectos *directos* o *parciales* de cambiar cualquiera de las tres fuentes de diferencia entre distribuciones para distintas medidas de ingreso. Este documento se enfoca en los efectos de la estructura de retornos y decisiones y los componentes no observados sobre los ingresos de los asalariados, los ingresos de los ocupados, que incluyen ingresos laborales de asalariados e independientes, y los ingresos per cápita de los hogares<sup>15</sup>. Mientras que en los salarios, sólo se modela una ecuación de ingresos, para estudiar los efectos sobre la distribución del ingreso de los ocupados se debe también tener en cuenta las decisiones ocupacionales y los ingresos de los independientes. Los ingresos per cápita dependen además de los ingresos no laborales del hogar y de se ven afectados de manera directa por el número de niños en el hogar. Los

---

<sup>13</sup> Ver Bonilla (2008). Por su parte, Garza (2008) encuentra que la capital aporta el 18% de las diferencias inter-departamentales, seguida por Antioquia con 12%. Sin embargo, esta última se encuentra bastante lejos de la primera en este respecto.

<sup>14</sup> Esta también es la estrategia de Zacaria y Zoloa (2006), quienes comparan las distintas regiones de Argentina con el Gran Buenos Aires (GBA).

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

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

#### IV. Resultados agregados a nivel de 23 ciudades principales: ¿por qué es Bogotá una de las ciudades más desiguales?

Si bien se estiman los ingresos y se simulan las distribuciones ciudad por ciudad, en este documento se ha optado por evaluar primero los resultados agregados de las 23 ciudades. La razón por la cual se sigue este orden es que resulta más intuitivo introducir los distintos factores de las diferencias en distribución en un esquema más agregado. El objetivo principal de esta sección es responder a la siguiente pregunta: ¿por qué es Bogotá una de las ciudades más desiguales? La estrategia seguida consiste en modelar cómo sería la distribución del ingreso de los habitantes urbanos de Colombia si las 23 ciudades consideradas compartieran algunas de las características de Bogotá.

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

Los Cuadros siguientes reportan el cambio porcentual de estadísticos de las distintas distribuciones del ingreso simuladas con respecto a la observada. En orden se presentan para la población total, el ingreso promedio, el índice de Theil, el coeficiente de Gini y el

aporte de la inter-desigualdad a la desigualdad total  $T_B/T$ . Además, se reporta el promedio simple del cambio porcentual de la desigualdad de las 23 ciudades, que aproxima cuanto cambió la desigualdad ciudad por ciudad. Las diferencias entre el comportamiento de la desigualdad total y del promedio de la desigualdad de las ciudades puede provenir de dos fuentes, la inter-desigualdad o el peso de cada ciudad dentro de la población total.

#### 4.1. Resultados agregados para el ingreso de los asalariados

El Cuadro 2 presenta los resultados correspondientes a la distribución del ingreso salarial de las 23 ciudades principales de Colombia, realizándose en este caso seis ejercicios contrafactuales. Simular la estructura de salarios implica tomar para cada ciudad el conjunto de los coeficientes de la ecuación de ingresos salariales de Bogotá  $f(y_{\beta^{sal}}^{(\cdot) \rightarrow Bog})$ . Por su parte, simular educación y número de niños en el hogar implica tomar para cada ciudad el conjunto de los coeficientes y la distribución de los residuos de las ecuaciones de educación y de niños de Bogotá, respectivamente  $f(y_{\phi_{edu} \eta_{edu}}^{(\cdot) \rightarrow Bog})$  y  $f(y_{\phi_{niños} \eta_{niños}}^{(\cdot) \rightarrow Bog})$ . En los primeros tres ejercicios se conserva el término residual de la ecuación de ingreso salarial de cada ciudad, mientras que en los últimos tres se re-escala este término con la varianza de los residuos estimada para Bogotá  $f(y_{\epsilon^{sal}}^{(\cdot) \rightarrow Bog})$ .

Lo primero que debe notarse es que, como se esperaba, el aporte de la inter-desigualdad a la desigualdad total disminuye en las simulaciones hasta en 91.7%, y que el cambio es mayor en la medida en que se simulan más factores. Así mismo, el ingreso salarial promedio nacional aumenta consistentemente. En ambas medidas, el aporte más importante se registra con la simulación de la estructura de salarios y de la educación. Modelar el número de niños tiene un impacto marginal. En general, la distribución se deteriora aún cuando la caída de la inter-desigualdad contrarresta esta tendencia. Sin embargo, mientras que manteniendo la distribución del componente no observado de la ecuación de ingreso original el gran salto se da al simular la educación, en el caso contrario, tanto la estructura de salarios como la educación son factores importantes de desigualdad, y el cambio es un

poco menor. Así pues, los factores fundamentales de las diferencias distributivas en el ingreso salarial entre Bogotá y las demás ciudades son la educación y la estructura salarial.

Cuadro 2. Micro-simulaciones de los salarios de las 23 principales ciudades de Colombia

	Distribución del componente no observado de ecuación de salarios original		
	Estructura de salarios	Estructura de salarios y educación	Estructura salarial, educación y niños
Promedio	9.2%	13.9%	14.5%
Theil	-1.9%	10.2%	10.7%
Gini	0.3%	6.6%	6.9%
% interdesigualdad	-67.6%	-90.9%	-91.7%
% promedio Theil ciudades	0.4%	33.0%	34.5%
	Distribución del componente no observado de ecuación de salarios simulada		
	Estructura de salarios	Estructura de salarios y educación	Estructura salarial, educación y niños
Promedio	12.6%	13.2%	13.6%
Theil	5.4%	8.7%	8.9%
Gini	3.8%	5.9%	6.1%
% interdesigualdad	-80.7%	-88.8%	-89.8%
% promedio Theil ciudades	16.1%	26.3%	27.2%

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

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

Cuadro 3. Micro-descomposición de retornos a la educación en los salarios de las 23 principales ciudades de Colombia

	Distribución del componente no observado original	
	Estructura de salarios	Retornos a educación
Promedio	9.2%	-0.2%
Theil	-1.9%	6.1%
Gini	0.3%	6.6%
% Interdesigualdad	-67.6%	29.5%
% promedio Theil ciudades	0.4%	13.1%
	Distribución del componente no observado simulada	
	Estructura de salarios	Retornos a educación
Promedio	12.6%	2.8%
Theil	5.4%	12.8%
Gini	3.8%	3.5%
% Interdesigualdad	-80.7%	3.7%
% promedio Theil ciudades	16.1%	29.0%

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

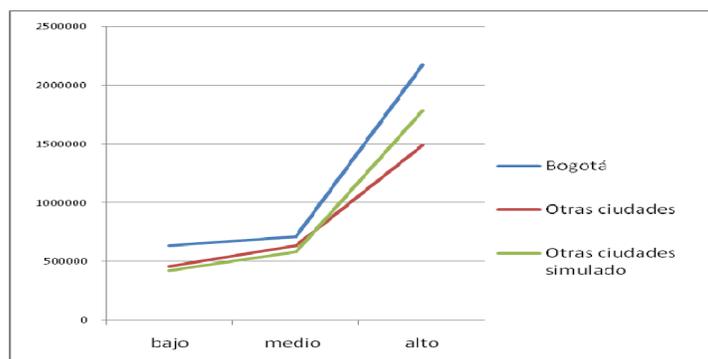
Lo que se encuentra es que simular los retornos a la educación de Bogotá, dejando el resto de la estructura salarial inalterada, afecta poco al salario promedio pero mucho a la desigualdad. En efecto, tanto el índice de Theil como el coeficiente de Gini de las 23 ciudades aumentan más simulando sólo los retornos a la educación que simulando la estructura salarial completa.

El hecho de que los retornos a la educación tengan efectos regresivos tan importantes en las ciudades puede estar reflejando que el exceso de demanda de mano de obra con educación superior, que creció durante las últimas décadas en Colombia, no es igual en todas las ciudades. El Gráfico 2 presenta el promedio observado de los salarios por nivel educativo para Bogotá, y el resto de las ciudades, y el promedio por nivel de educación del resto de las ciudades simulado<sup>16</sup>. Lo que se observa es que la brecha salarial entre los salarios de los más educados y el resto de los salarios es más amplia en Bogotá, y que en las simulaciones

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

esta crece también. Esto ratifica la hipótesis de que el exceso de demanda por mano de obra con educación superior es mayor en la capital.

Gráfico 2. Promedio de salarios por nivel de educación en Bogotá y otras ciudades principales (observado y simulado) en pesos corrientes



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

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

Cuadro 4. Coeficiente de variación de ingresos salariales por nivel de educación

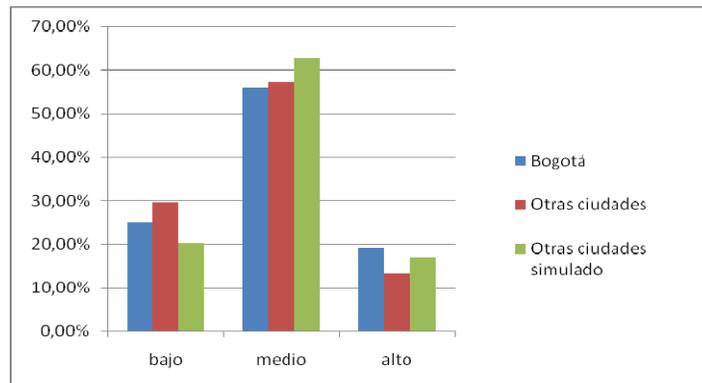
Educación	Bogotá	Otras ciudades
baja	1.31	0.59
media	1.07	0.81
alta	1.34	0.96

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

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

¿Puede este resultado dar a suponer que las políticas educativas orientadas a aumentar la cantidad de profesionales van a tener efectos regresivos? No, como se mencionó en la sección III, una limitación fundamental de la metodología empleada es que se suponen estructuras salariales fijas, y no permite evaluar los efectos de la educación sobre los salarios en el mediano y largo plazo. Lo que sí se puede decir es que aumentar la oferta de mano de obra calificada a los niveles de Bogotá en todas las ciudades del país, potencia el efecto *directo* regresivo de los retornos a la educación. A futuro, se debería esperar que una vez superado el umbral de la demanda de mano de obra profesional, las políticas educativas orientadas a aumentar la cobertura vuelvan a tener efectos progresivos sobre los ingresos salariales.

Gráfico 3. Porcentaje de personas en edad de trabajar en Bogotá y otras ciudades principal (observada y simulada) por nivel educativo



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

#### 4.2. Resultados agregados para el ingreso de los ocupados

Para estudiar efectos distributivos sobre el ingreso de los ocupados, en los que se incluye tanto a asalariados como independientes, también es necesario simular los parámetros y la distribución del componente no observado de la ecuación de ingreso de los independientes ( $f(y_{\beta}^{(\cdot) \rightarrow Bog})$  y  $f(y_{\epsilon}^{(\cdot) \rightarrow Bog})$ ) y la decisión ocupacional de las personas en edad de trabajar ( $f(y_{\phi_{ocu}^{(\cdot) \rightarrow Bog}}$ ). El Cuadro 5 reporta los resultados de 14 ejercicios contrafactuales correspondientes a la distribución del ingreso de los ocupados de las 23 ciudades principales de Colombia. Los resultados se clasifican en dos bloques que se diferencian porque en el primero no se simula la estructura ocupacional mientras que en el segundo sí.

En el primer bloque de ejercicios contrafactuales los resultados son similares a los obtenidos para la distribución de los ingresos salariales. En efecto, los principales determinantes de la caída en la inter-desigualdad y el aumento en el ingreso ocupacional siguen siendo la estructura de retornos y la educación. En la mayor parte de los casos, la desigualdad de las ciudades y la desigualdad total aumentan aún si en el caso de mantenerse las distribuciones del componente no observado de las ecuaciones de ingreso, el efecto de la estructura de retornos sobre la desigualdad en las ciudades las ciudades es leve y la

desigualdad total cae. Simular el componente no observado amplifica el efecto regresivo de la estructura de retornos.

Por su parte, simular únicamente las decisiones ocupacionales provoca cambios de menor magnitud pero en igual sentido en la inter-desigualdad y el ingreso promedio, y una reducción importante de la desigualdad en las ciudades y también de la desigualdad total. Cuando se simulan simultáneamente las estructuras de ocupación y retornos se reduce notablemente el aporte de la inter-desigualdad. Hay dos escenarios en este caso en cuanto a la distribución total: si se toma la distribución original de los componentes no observados, estos cambios refuerzan el efecto progresivo que había mostrado tener la estructura ocupacional. En caso contrario, lo que se obtiene es un efecto progresivo pero de menor magnitud. Introducir la educación, y en menor medida el número de niños, aumenta significativamente el ingreso promedio pero también deteriora la distribución. En síntesis, la estructura ocupacional bogotana tiene efectos redistributivos que interactúan con aquellos de la estructura de retornos y contrarrestan en todos los casos los de la educación.

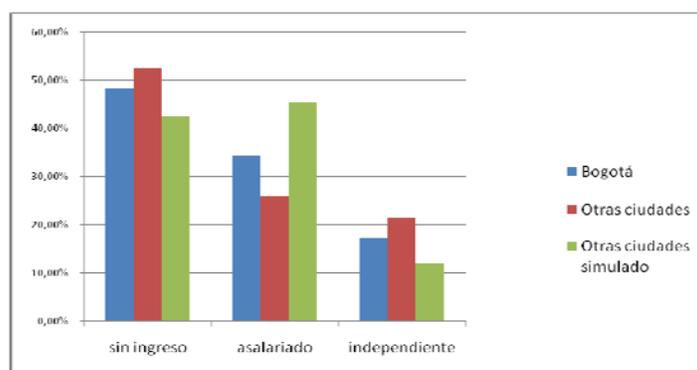
Cuadro 5. Micro-simulaciones de los ingresos de ocupados de las 23 principales ciudades de Colombia

Distribuciones del componente no observado de las ecuaciones de ingreso originales							
	Estructura de retornos	Estructura de retornos y educación	Estructura de retornos, educación y niños	Estructura ocupacional	Estructuras ocupacional y de retornos	Estructuras ocupacional, de retornos y educación	Estructura ocupacional, de retornos educación y niños
Promedio	7.4%	17.4%	18.0%	2.3%	9.1%	21.9%	22.9%
Theil	-3.4%	9.5%	10.0%	-10.2%	-13.9%	-5.3%	-6.4%
Gini	-1.3%	4.5%	4.7%	-4.9%	-5.7%	-0.4%	-0.6%
% interdesigualdad	-76.5%	-91.2%	-91.8%	-45.9%	-84.3%	-92.1%	-92.5%
% promedio Theil ciudades	-0.2%	26.8%	28.0%	-18.0%	-15.7%	1.9%	-0.7%
Distribuciones del componente no observado de las ecuaciones de ingreso simuladas							
	Estructura de retornos	Estructura de retornos y educación	Estructura de retornos, educación y niños	Estructura ocupacional	Estructuras ocupacional y de retornos	Estructuras ocupacional, de retornos y educación	Estructura ocupacional, de retornos educación y niños
Promedio	13.9%	21.2%	21.7%	7.6%	17.7%	25.5%	25.6%
Theil	1.8%	5.3%	5.5%	-8.8%	-8.0%	-6.8%	-6.6%
Gini	1.0%	2.9%	3.0%	-3.9%	-2.6%	-0.9%	-0.7%
% interdesigualdad	-85.0%	-93.8%	-94.4%	-52.0%	-90.8%	-92.4%	-92.5%
% promedio Theil ciudades	9.5%	19.6%	20.2%	-13.9%	-5.8%	-1.0%	-0.6%

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

Surge la pregunta: ¿Por qué al simular la estructura ocupacional de Bogotá en las demás ciudades se reduce la desigualdad? En el Gráfico 4 se puede ver que la capital cuenta con una menor proporción de personas en edad de trabajar sin ingresos o independientes y una mayor proporción de asalariados. En parte, esto se debe a que la proporción de mujeres clasificadas como “sin ingresos” es mucho menor en la capital (55.4%) que el resto de las ciudades (59%). En la simulación, aumenta el número de asalariados y se reducen tanto “sin ingreso” como independientes de las demás ciudades.

Gráfico 4. Porcentaje de de personas en edad de trabajar en Bogotá y otras ciudades principales (observada y simulada) por decisión ocupacional\*

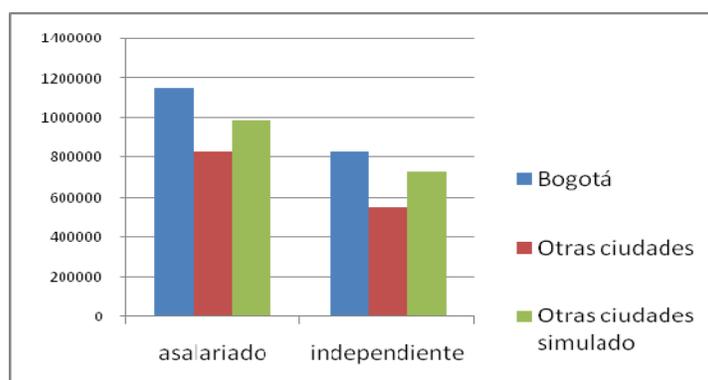


Fuente: Cálculos propios con base en EIG 2006-2007.

\* Estructura ocupacional simulada tomando educación y niños en el hogar observados.

El Gráfico 5 muestra que, en promedio, los asalariados reportan mayores ingresos que los independientes y que esta brecha es menor en la capital (1.38 veces contra 1.51 en la demás ciudades principales). Vale la pena mencionar aquí que una proporción no despreciable de los clasificados como independientes hacen parte del sector informal. Lo que sucede al simular la estructura de retornos de Bogotá es que se reduce la brecha entre asalariados e independientes en la demás ciudades.

Gráfico 5. Ingreso promedio de asalariados e independientes en Bogotá y otras ciudades principales (observado y simulado) en pesos\*



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

\* Estructura de retornos simulada tomando educación y niños en el hogar observados.

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

Concluyendo, a mayor nivel de ocupación, y particularmente, a mayor proporción de asalariados, mejor distribución. Esto implica, entre otras cosas, que reducir el desempleo o la informalidad tiene efectos *directos* progresivos. Sin embargo, el anterior resultado debe interpretarse con cautela. De la misma manera en que la metodología no permite modelar los efectos de un aumento en los niveles de educación sobre los salarios, tampoco es posible simular la cantidad demandada de trabajo.

### 4.3. Resultados agregados para ingreso per cápita de los hogares

Como se vio en la sección III, el ingreso per cápita del hogar agrega todos los ingresos laborales de sus integrantes y los ingresos no laborales. Por tanto, en este caso se deben simular también los parámetros y la distribución del componente no observado de la ecuación de los ingresos no laborales del hogar, es decir  $f(y_{\beta^{Notab}}^{(\cdot) \rightarrow Bog})$  y  $f(y_{\epsilon^{Notab}}^{(\cdot) \rightarrow Bog})$ . Además, los ingresos per cápita se ven directamente afectados por el número de personas que hacen parte del hogar, específicamente el número de niños. El Cuadro 6 presenta los resultados de 26 ejercicios contrafactuales de la distribución del ingreso per cápita de los hogares, clasificados en cuatro bloques. En el primero de ellos no se simulan ni decisiones ocupacionales, ni ingresos no laborales. En el segundo se simulan los efectos de cambios en las decisiones ocupacionales. En el tercero se simulan los ingresos no laborales. Las últimas cuatro simulaciones, presentan ejercicios en los que se simulan simultáneamente los ingresos no laborales y las estructuras ocupacional y de retornos.

Es importante anotar que agregar distintas fuentes de ingreso que han sido simuladas de manera independiente dificulta la interpretación de los resultados. Por ejemplo, llama la atención que ya no sea siempre cierto que el aporte de la intra-varianza se reduzca en la medida en que se simulen más factores. Esto puede verse en el tercer y cuarto bloque de ejercicios cuando se incluye entre las variables simuladas la educación y el número de niños en el hogar. Lo que sigue siendo cierto es que a mayor cantidad de factores simulados, mayor ingreso promedio, aún cuando la magnitud del cambio dependa mucho del ejercicio. El efecto sobre el ingreso promedio de los ingresos no laborales es mayor que el de la estructura de retornos, y este a su vez, es mayor que el de las decisiones ocupacionales.

Los resultados del primer bloque de ejercicios son en ciertos aspectos similares a los hallados en el caso de los ingresos de los asalariados y de los ocupados. En la medida en que aumentan los factores simulados, el promedio del ingreso aumenta, el aporte de la inter-desigualdad disminuye, y los factores determinantes de estos movimientos siguen

siendo la estructura de retornos y la educación. Por su parte, las medidas de desigualdad caen levemente frente al cambio en la estructura de retornos (mucho menos en el caso en que se simula la distribución del componente no observado de las ecuaciones de ingresos), y repuntan fuertemente cuando se simula también la educación. Es de destacar que el aporte de simular los niños gana importancia.

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

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

Cuadro 6. (1) Micro-simulaciones del ingreso per cápita de los hogares de las 23 principales ciudades de Colombia

	Distribuciones del componente no observado de las ecuaciones de ingreso originales						
	Estructura de retornos	Estructura de retornos y educación	Estructura de retornos, educación y niños	Estructura ocupacional	Estructuras ocupacional y de retornos	Estructuras ocupacional, de retornos y educación	Estructura ocupacional, de retornos educación y niños
Promedio	8.1%	17.1%	21.3%	1.8%	17.1%	30.8%	36.6%
Theil	-3.6%	3.4%	5.9%	-0.9%	-14.8%	-11.8%	-9.2%
Gini	-1.4%	1.8%	2.9%	0.3%	-6.6%	-4.0%	-2.3%
% interdesigualdad	-52.4%	-68.4%	-77.3%	-14.5%	-77.3%	-76.9%	-76.5%
% promedio Theil ciudades	-1.7%	13.3%	18.8%	-2.2%	-20.2%	-12.1%	-6.6%
	Distribuciones del componente no observado de las ecuaciones de ingreso simuladas						
	Estructura de retornos	Estructura de retornos y educación	Estructura de retornos, educación y niños	Estructura ocupacional	Estructuras ocupacional y de retornos	Estructuras ocupacional, de retornos y educación	Estructura ocupacional, de retornos educación y niños
Promedio	9.8%	15.6%	19.6%	2.2%	19.1%	30.3%	35.8%
Theil	-1.6%	1.1%	3.3%	-0.9%	-13.4%	-12.8%	-10.4%
Gini	-0.5%	1.0%	2.0%	0.4%	-5.6%	-4.4%	-2.7%
% interdesigualdad	-57.3%	-67.3%	-77.8%	-13.9%	-78.8%	-75.3%	-76.2%
% promedio Theil ciudades	4.0%	10.7%	15.8%	-1.6%	-17.7%	-14.3%	-8.9%

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

Cuadro 6. (2) Micro-simulaciones del ingreso per cápita de los hogares de las 23 principales ciudades de Colombia

	Distribuciones del componente no observado de las ecuaciones de ingreso originales					
	Ingresos no laborales	Ingresos no laborales y estructura de retornos	Ingresos no laborales, estructura de retornos y educación	Ingresos no laborales, estructura de retornos, educación y niños	Ingresos no laborales, estructura ocupacional y de retornos	Ingresos no laborales, estructura ocupacional, de retornos, educación y niños
Promedio	11.3%	15.8%	31.9%	39.0%	24.8%	52.9%
Theil	2.2%	-1.0%	14.5%	15.2%	-11.5%	3.5%
Gini	0.7%	-0.2%	5.9%	6.5%	-5.0%	2.8%
% interdesigualdad	-66.3%	-77.0%	-74.9%	-74.6%	-88.0%	-55.0%
% promedio Theil ciudades	14.9%	6.1%	31.0%	31.9%	-12.4%	11.1%
	Distribuciones del componente no observado de las ecuaciones de ingreso simuladas					
	Ingresos no laborales	Ingresos no laborales y estructura de retornos	Ingresos no laborales, estructura de retornos y educación	Ingresos no laborales, estructura de retornos, educación y niños	Ingresos no laborales, estructura ocupacional y de retornos	Ingresos no laborales, estructura ocupacional, de retornos, educación y niños
Promedio	11.3%	17.6%	28.1%	35.1%	27.0%	49.7%
Theil	2.2%	2.0%	9.4%	10.0%	-9.1%	-0.4%
Gini	0.7%	0.7%	4.1%	4.8%	-4.0%	1.5%
% interdesigualdad	-66.3%	-86.9%	-86.4%	-85.0%	-93.0%	-63.5%
% promedio Theil ciudades	14.9%	15.2%	29.3%	29.6%	-6.4%	9.2%

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

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

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

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

En la sección 4.1 se propuso un mecanismo a través del cual la interacción entre la estructura salarial y la educación puede ser regresiva. Así mismo, en la sección 4.2 se expusieron razones por las cuales la interacción entre la estructura ocupacional y la estructura de retornos puede ser progresiva. Las últimas preguntas que se pretenden responder en esta sección son: ¿Por qué los ingresos no laborales refuerzan el efecto regresivo de la interacción entre estructura de retornos y educación? y ¿Por qué el número de niños tiene un efecto regresivo sobre la desigualdad?

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

Cuadro 7. Correlaciones entre ingreso laboral y no laboral del hogar y entre ingreso per cápita del hogar y número de niños

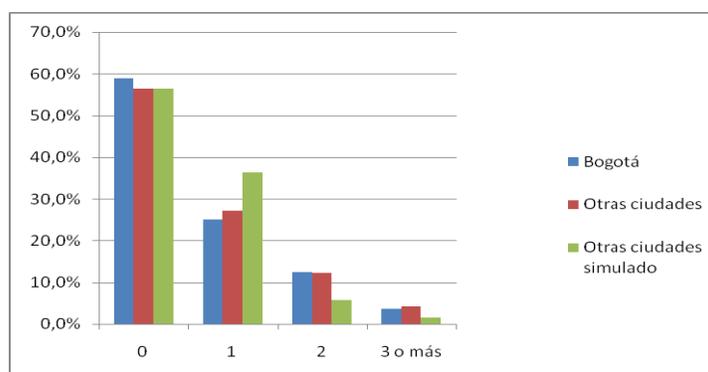
Correlación	ingresos laboral / no laboral		ingreso hogar / niños	
	Simple	Spearman	Simple	Spearman
Bogotá	0.23 (0.00)	0.03 (0.00)	-0.22 (0.00)	-0.41 (0.00)
Otras ciudades	0.16 (0.00)	0.00 (0.24)	-0.20 (0.00)	-0.36 (0.00)

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

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

el Gráfico 6, que el número promedio de niños por hogar es menor en Bogotá, y que el efecto de simular esta decisión es que los hogares de las demás ciudades reducen su tamaño, lo que parece estar sucediendo es que los hogares que por sus características más redujeron el número de niños son también los que más aumentaron su ingreso y esto tiende a aumentar la brecha. En estas condiciones, conseguir que los hogares más humildes redujeran también el número de niños revertiría el efecto regresivo. Una explicación por la cual el efecto es marginal en los ejercicios realizados es que siempre se simula el número de niños junto con la educación, y esta variable puede estar recogiendo la mayor parte del efecto.

Gráfico 6. Porcentaje de hogares en Bogotá y otras ciudades principales (observado y simulado) por número de niños\*



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

\* Número de niños simulados tomando nivel observado de educación del jefe de hogar.

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

## V. Resultados desagregados a nivel de ciudad

A nivel nacional, la mayor parte de los ejercicios contrafactuales mostraron un aumento en el ingreso promedio y la desigualdad. Las preguntas que se intentan responder en esta sección son: ¿Cómo cambió la distribución de cada ciudad? y ¿qué factores están asociados con estos cambios? En vista de que el volumen de información que se intenta analizar en esta sección es mucho mayor, no se presentarán los resultados de todas las simulaciones. En cambio se prestará especial atención a los modelos que generaron mayores cambios en la desigualdad total de las 23 ciudades, para las distintas medidas de ingreso, y a algunos casos particulares que son de interés. Las tablas de resultados completas pueden consultarse en el Anexo 4. Antes de evaluar los resultados de las simulaciones, se hará una rápida descripción del comportamiento por ciudad de las variables que mostraron ser determinantes importantes de la desigualdad.

### 5.1. Una geografía de los determinantes de la desigualdad

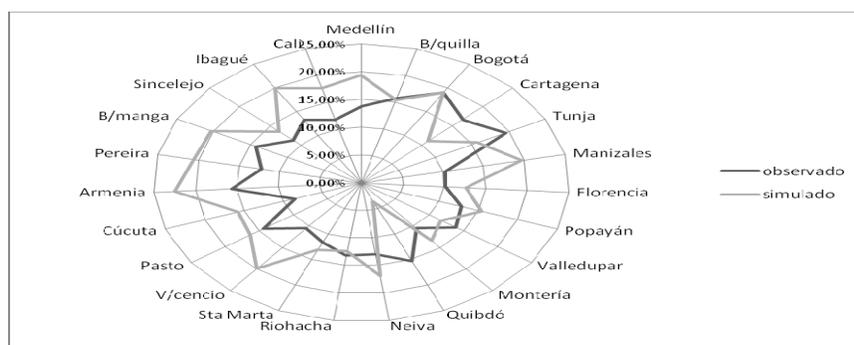
Los Gráficos 7 a 11 presentan algunos estadísticos observados y simulados, a nivel de ciudad, de los principales determinantes del cambio en la desigualdad identificados en la sección IV. En orden, estos son: el porcentaje de personas en edad de trabajar con nivel educativo alto, la relación entre salarios promedios de los grupos educativos alto y bajo, la relación entre ingreso de asalariados e independientes, el porcentaje de personas en edad de trabajar clasificadas como asalariado y el porcentaje de hogares con más de dos niños. Además de estas variables, las características por ciudad de algunas de las variables netamente exógenas como edad, género y pertenencia étnica y cultura a grupos indígenas o afrodescendientes de las personas en edad de trabajar se encuentran en el Anexo 3<sup>17</sup>.

---

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

En el Gráfico 7 se puede ver que entre las ciudades con mayor proporción de personas en edad de trabajar con educación superior se encuentran Bogotá, Barranquilla, Cartagena, Bucaramanga, Armenia, Tunja, Pasto y Quibdó<sup>18</sup>.

Gráfico 7. Porcentaje de personas en edad de trabajar con nivel educativo alto (observado y simulado)



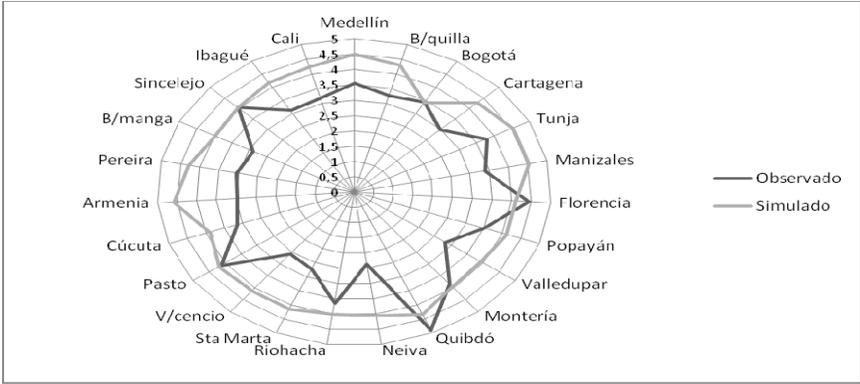
Fuente: Cálculos propios con base en EIG 2006-2007.

En la mayor parte de las ciudades, con la excepción de Barranquilla, Cartagena, Tunja, Valledupar, Quibdó y Riohacha, la proporción de personas con educación superior aumenta en las simulaciones. Las razones por las cuales la educación pudo haber caído en los casos mencionados se encuentran relacionadas con las características netamente exógenas. En primer lugar, estas ciudades coinciden en tener poblaciones de personas en edad de trabajar particularmente jóvenes. Además, se trata de ciudades en donde una proporción importante de la población se reconoce afrodescendiente o indígena, y dado que en la capital estos grupos tienen menor educación, también van a tener menor educación en las simulaciones. Esto también es cierto en ciudades en donde la mejoría de la educación es leve, como Florencia, Popayán, Montería, Neiva, Santa Marta y Pasto.

<sup>18</sup> La presencia de esta última ciudad en la lista llama la atención. Ante esto, lo más acertado es consultar la información censal. Del Censo General de 2005 se obtiene que mientras que en Colombia, la proporción de mayores de 16 años con educación superior es de 15.7%, en Bogotá esta proporción es de 27.7%, en Cartagena de 23.8% y en Quibdó de 22.4%.

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

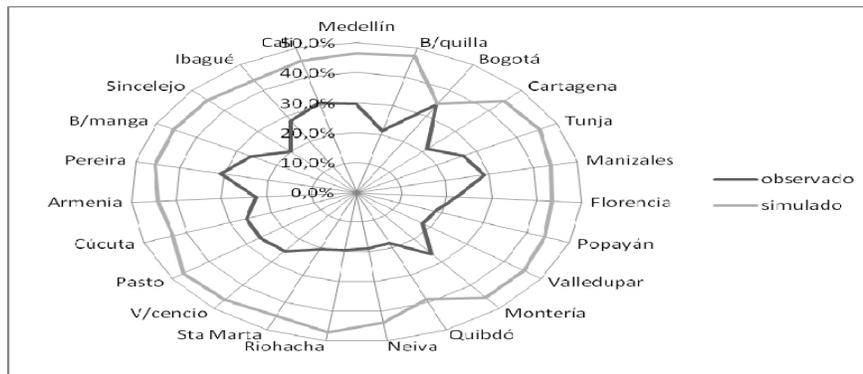
Gráfico 8. Relación entre salarios promedio de grupos educativos alto y bajo (observada y simulada)



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

En el Gráfico 9 se observa que entre las ciudades con mayor proporción de asalariados se encuentran Bogotá, Manizales, Montería, Pereira, Bucaramanga, Ibagué, Cali y Medellín y que esta proporción aumenta significativamente en todas las ciudades al hacer la simulación. La ciudad en la que este aumento es menor es Quibdó, probablemente por las mismas razones por las cuales se reduce su nivel de educación.

Gráfico 9. Porcentaje de personas en edad de trabajar clasificadas como asalariados (observado y simulado\*)

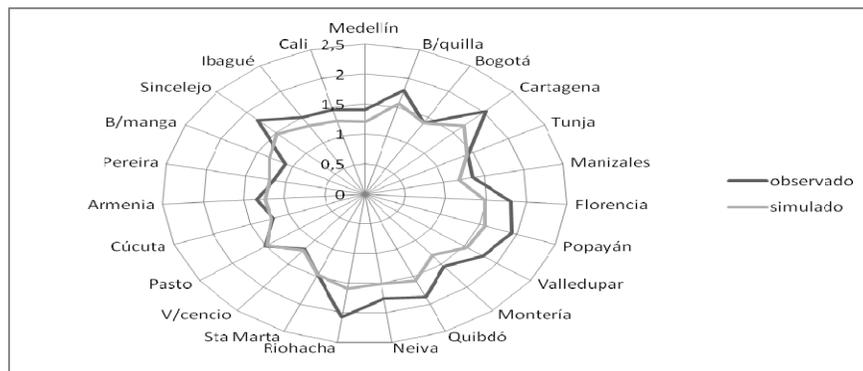


Fuente: Cálculos propios con base en EIG 2006-2007.

\* Estructura ocupacional simulada tomando educación y niños en el hogar observados.

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

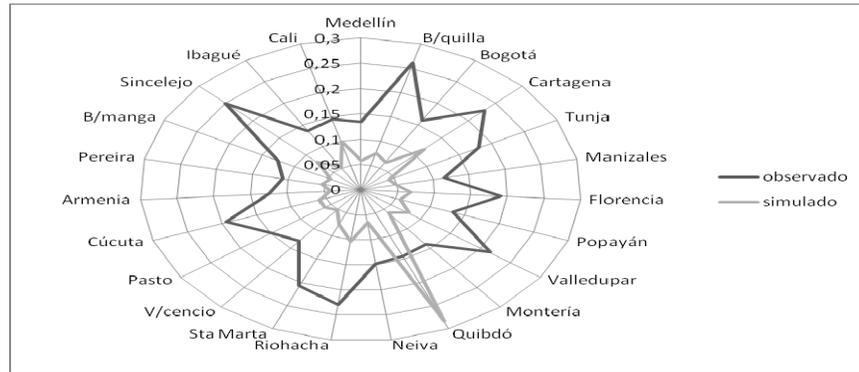
Gráfico 10. Relación entre ingreso de asalariados e independientes (observado y simulado\*)



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

\* Estructura de retornos simulada tomando educación y niños observados.

Gráfico 11. Porcentaje de hogares con 2 o más niños (observado y simulado)



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

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

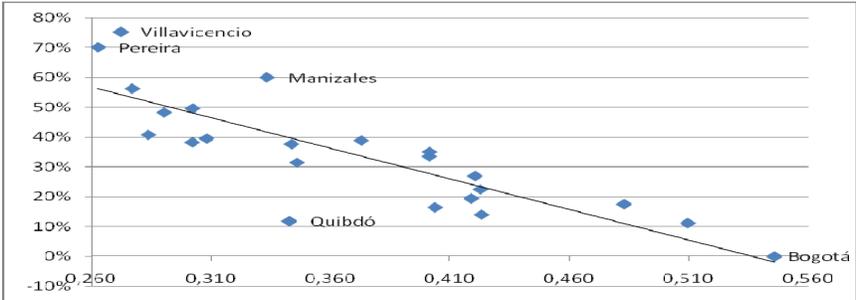
## 5.2. Relación entre el ingreso promedio y la desigualdad de las ciudades y su cambio porcentual en la simulación

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

Como puede observarse, existe una relación negativa y significativa entre la desigualdad inicial y su cambio. Dado que Bogotá se encuentra entre las ciudades más desiguales, esto

implica que entre menor sea la desigualdad observada, mayor es el impacto regresivo de la simulación. Nótese que hay ciudades como Villavicencio, Pereira y manizales en donde la desigualdad aumenta más de lo esperado, y otras como Quibdó en donde sucede lo contrario.

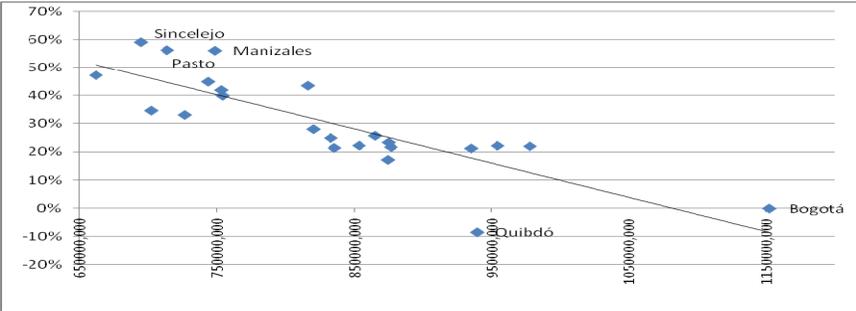
Gráfico 12. Índice de Theil observad y cambio porcentual simulado en el índice de Theil del ingreso de los asalariados,  $f(y_{\beta^{sal} \phi_{edu} \eta_{edu} \phi_{niños} \eta_{niños}}^{(\cdot) \rightarrow Bog})$



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

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

Gráfico 13. Ingreso promedio observado en pesos y cambio porcentual en ingreso promedio percápita de los asalariados,  $f(y_{\beta^{sal} \phi_{edu} \eta_{edu} \phi_{niños} \eta_{niños}}^{(\cdot) \rightarrow Bog})$



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

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

### 5.3. Resultados desagregados para ingreso de los asalariados

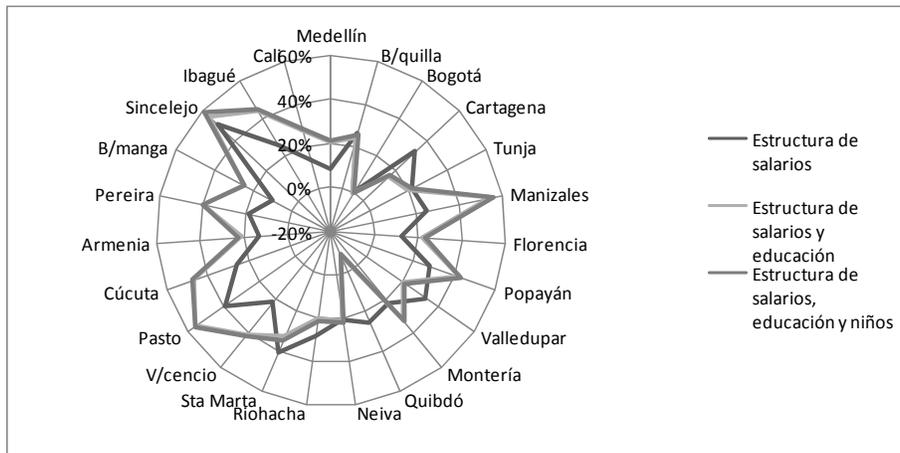
Los Gráficos 14 y 15 muestran el cambio porcentual en el salario promedio, con distintas configuraciones del componente no observado. Las ciudades en las que el cambio es más importante son Manizales, Popayán, Villavicencio, Pasto, Cúcuta, Sincelejo e Ibagué.

En la mayor parte de los ejercicios, simular la estructura salarial tiene un efecto positivo sobre el ingreso promedio menor que aquel que resulta de simular también educación y niños. Esto es particularmente cierto si se toma la distribución del componente no observado de la ecuación de salario original. Entre las excepciones se encuentran Cartagena, Tunja, Valledupar, Quibdó, Riohacha, Santa Marta y Sincelejo. Entre estas se destaca Quibdó en donde el promedio cae más de 10%. La razón principal por la cual simular educación tiene efectos negativos en estas ciudades es que la proporción de la población con educación superior se redujo en estos ejercicios<sup>19</sup>.

---

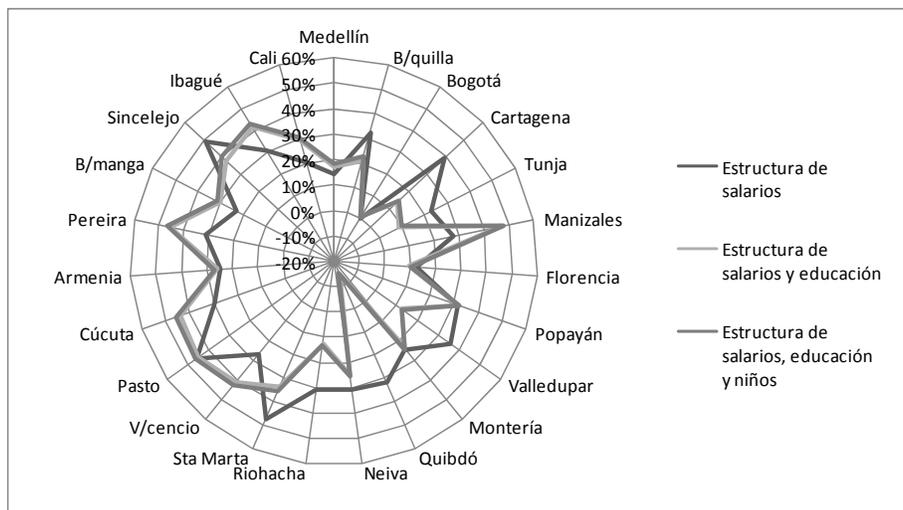
<sup>19</sup> En el caso de Santa Marta, ésta aumentó poco, y en proporción, mucho menos que la educación media.

Gráfico 14. Cambio porcentual en salario promedio simulado con la distribución del componente no observado de la ecuación de salario original



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

Gráfico 15. Cambio porcentual en el salario promedio simulado con la distribución del componente no observado de la ecuación de salario simulada

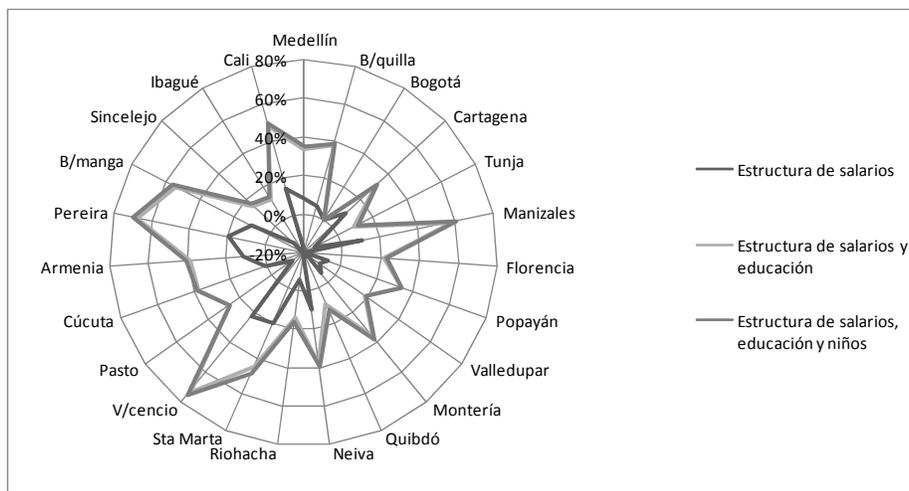


Fuente: Cálculos propios con base en EIG 2006-2007.

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

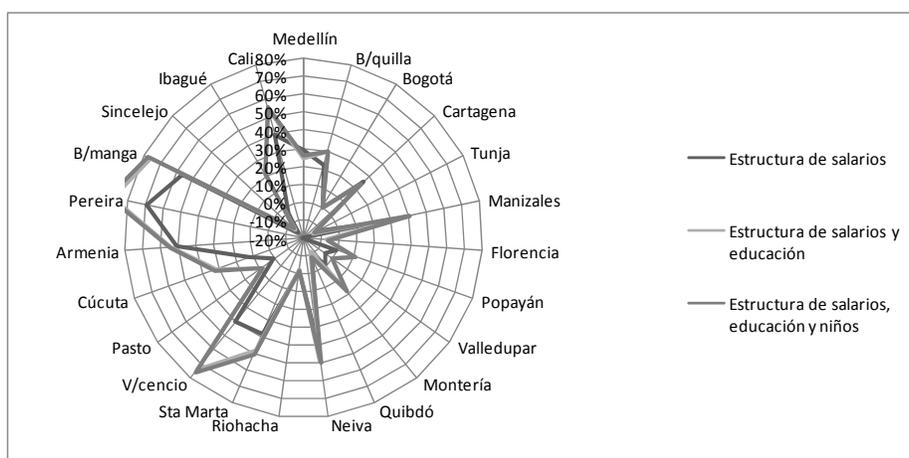
las que la estructura de salarios tiene efectos progresivos, estas son: Tunja Florencia, Popayán, Valledupar, Montería, Quibdó, Riohacha y Sincelejo. En Pasto, e Ibagué esto sólo es cierto si se toma el componente no observado original.

Gráfico 16. Cambio porcentual en el índice de Theil de salarios simulado con la distribución del componente no observado de la ecuación de salario original



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

Gráfico 17. Cambio porcentual en el índice de Theil de salarios simulado con la distribución del componente no observado de la ecuación de salario simulada



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

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

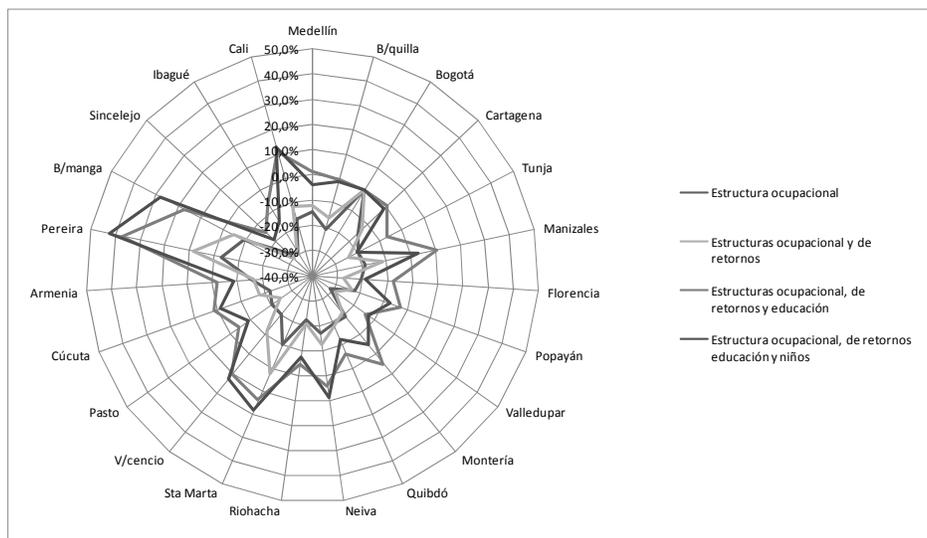
Las ciudades en las que se observaron los mayores efectos regresivos son Manizales, Neiva, Santa Marta, Villavicencio, Pereira, Bucaramanga y Cali. Note que no hay una relación clara entre el aumento del ingreso promedio y el cambio en la desigualdad. En efecto, hay ciudades como Pasto y Popayán en donde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

#### 5.4. Resultados desagregados para ingreso de los ocupados

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

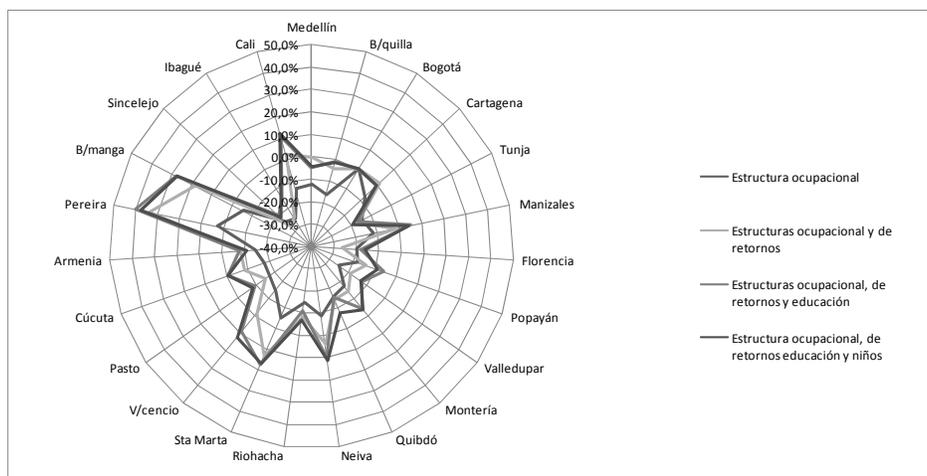
Las únicas ciudades en las que simular conjuntamente las estructuras ocupacional y de retornos puede tener efectos regresivos son Neiva, Santa Marta, Pereira y Bucaramanga. En las últimas 3, puede explicarse este comportamiento por el pobre efecto que tiene la simulación sobre la brecha de ingresos entre asalariados e independientes. En el caso de Neiva parece jugar un rol importante el componente no observado.

Gráfico 18. Cambio porcentual en el índice de Theil del ingreso de ocupados simulado con la distribución del componente no observado original



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

Gráfico 19. Cambio porcentual en el índice de Theil del ingreso de ocupados simulado con la distribución del componente no observado simulada



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

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

tiene sentido si se toma en cuenta que todas estas son ciudades en la que el porcentaje simulado de personas con educación superior creció notablemente.

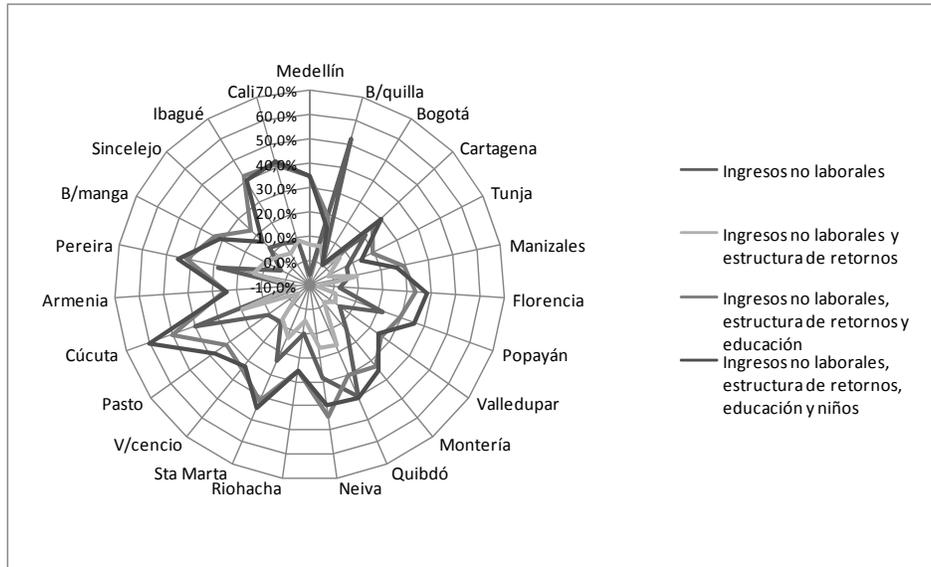
El efecto de simular el número de niños está estrechamente relacionado con el componente no observado. En efecto, si éste último se simula, existe cierto aporte regresivo de las decisiones demográficas. En caso contrario resulta difícil diferenciarlo de los resultados de simular la estructura ocupacional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

#### 5.5. Resultados desagregados para ingreso percápita de los hogares

En los resultados agregados de las 23 ciudades, el bloque de ejercicios que produce los mayores cambios en la desigualdad del ingreso percápita de los hogares es el que incluye entre los factores a los ingresos no laborales. Los Gráficos 20 y 21 muestran estos efectos distributivos desagregados a nivel de ciudad. Lo primero que salta a la vista es que en la mayor parte de los casos, el gran cambio regresivo se da al introducir la educación y en menor medida el número de niños. En efecto, sólo en Barranquilla, Quibdó, Neiva, Cúcuta y Pereira se observa algún efecto regresivo importante de los ingresos no laborales y su interacción con la estructura de retornos.

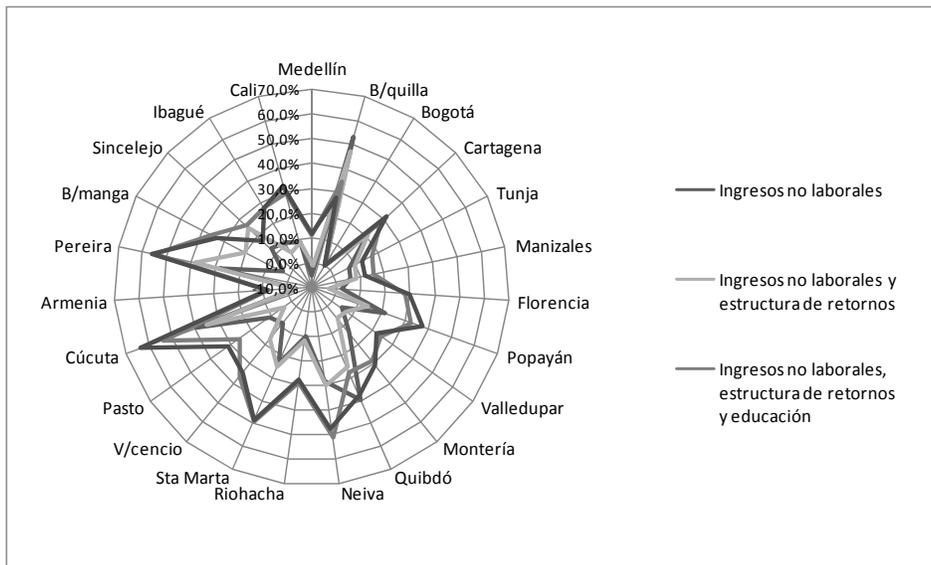
Las ciudades en donde más regresivo es el efecto de simular simultáneamente ingreso no laboral, estructura de retornos y educación son: Barranquilla, Neiva, Santa Marta, Cúcuta y Pereira. Mientras que en el ingreso de los ocupados ya se había visto el efecto regresivo de la educación en Neiva, Santa Marta y Pereira, los resultados de Barranquilla y Cúcuta parecen explicarse en su mayoría por los ingresos no laborales. En cuanto al efecto de simular los niños, las ciudades en donde más se percibe el aporte regresivo son Florencia, Popayán, Quibdó y Cúcuta. Las ciudades en donde esto tuvo efectos progresivos son Medellín, Tunja, Manizales, Valledupar, Armenia y Sincelejo.

Gráfico 20. Cambio porcentual en el índice de Theil del ingreso percápita de los hogares simulado con la distribución del componente no observado original



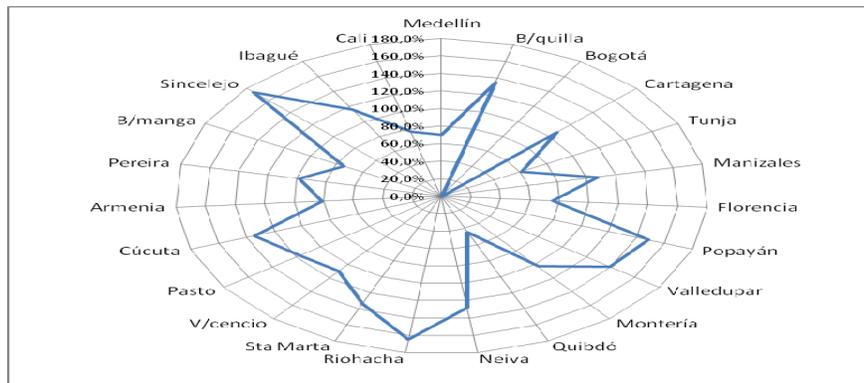
Fuente: Cálculos propios con base en EIG 2006-2007.

Gráfico 21. Cambio porcentual en el índice de Theil del ingreso percápita de los hogares simulado con la distribución del componente no observado simulada



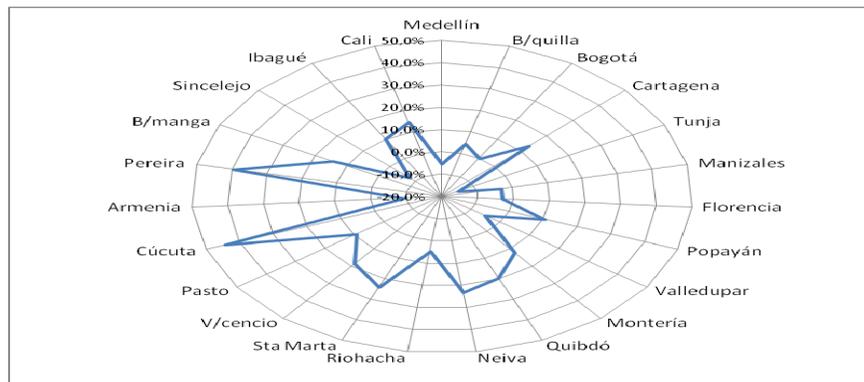
Fuente: Cálculos propios con base en EIG 2006-2007.

Gráfico 22. Cambio porcentual en el promedio del ingreso percápita de los hogares simulando todos los factores



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

Gráfico 23. Cambio porcentual en el índice de Theil del ingreso percápita de los hogares simulando todos los factores



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

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

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

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

## VI. Conclusiones

En el presente estudio se identifican algunos de los determinantes de las diferencias regionales en la distribución del ingreso, haciendo especial énfasis en la desigualdad del salario, el ingreso de los ocupados y el ingreso per cápita de los hogares. La estrategia empleada implica simular cual sería la distribución de los ingresos de las distintas ciudades si sus habitantes estuvieran sujetos a las estructuras de retorno y decisiones, además de componentes no observados de los ingresos de los bogotanos. Los resultados se presentan primero a nivel agregado. Es de destacar que al homogeneizar los factores mencionados, se logra reducir hasta en un 92.5% las diferencias entre el ingreso promedio de las distintas

ciudades. El remanente está asociado a las características netamente exógenas de la población, a la omisión de variables y a las formas funcionales escogidas. Estos ejercicios permiten también descomponer y evaluar los mecanismos a través de los cuales ciertos factores afectan la desigualdad de cada ciudad.

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

En cuanto a las decisiones demográficas, se debe notar que el efecto directo de tener menos niños en el hogar aumenta considerablemente el ingreso promedio. Sin embargo, decidir sobre el número de niños como lo hacen los bogotanos, puede, junto con la estructura de retornos, ser regresivo en la medida en que los hogares capitalinos que menos niños tienen son también los que perciben mayores ingresos. De tal forma, los hogares de las demás ciudades que en las simulaciones reducen significativamente el número de niños son los mismos que aumentan sustancialmente sus ingresos. El factor más progresivo de la capital es su estructura ocupacional, en efecto, tener una mayor proporción de asalariados, y una menor cantidad de inactivos, desempleados u ocupados no remunerados, tiene efectos redistributivos.

Los resultados desagregados muestran que los efectos de simular algunas de las características de la capital no son homogéneos en las distintas ciudades. En efecto, las ciudades con menor desigualdad tienden a sufrir mayores impactos regresivos en los distintos escenarios simulados. Así mismo, las ciudades con ingresos más bajos son las que mayor aumento del promedio presentan. Sin embargo, esto no siempre es cierto, en parte

porque los factores que más aportan a la desigualdad no son los mismos para todas las ciudades, y en algunos casos son las características netamente exógenas, como la pertenencia cultural y étnica, las que condicionan los resultados. Por ejemplo, entre las ciudades que más aumentaron la desigualdad del ingreso percápita del hogar se encuentran Quibdó, Neiva, Cúcuta y Pereira. Sin embargo, en Quibdó esto se debe casi en su totalidad a los ingresos no laborales mientras que en las otras tres ciudades juega un rol preponderante el aumento en la educación superior.

La razón por la cual la educación no es regresiva en Quibdó es que, en lugar de aumentar, el número de personas con educación superior se redujo en las simulaciones. Lo que esto evidencia es que hay más discriminación para los afrodesendientes en el acceso a la educación superior en Bogotá que en Quibdó. En esta ciudad también aumentó el número de niños por hogar en vez de reducirse y la proporción de asalariados creció menos que en el resto del país. En casos específicos como este se hace necesario abordar el tema de la discriminación de minorías para poder comprender todas las dimensiones del problema de la desigualdad.

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

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

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

## Bibliografía

Alatas, Vivi y Bourguignon, François (2004). “The evolution of Income Distribution during Indonesia’s fast growth, 1980-96”, en François Bourguignon, Francisco H.G. Ferreira y Nora Lustig, editores, *The Microeconomics of Income Distribution Dynamics in East Asia and Latin America*. World Bank, New York.

Arango, Luis E., Posada, Carlos E. y Uribe, José D. (2004). “Cambios en la estructura de los Salarios Urbanos en Colombia (1984-2000)”. *Borradores de Economía*, No 297. Banco de la República, Bogotá.

Attanassio, Orazio, Goldberg, Pinelopi K. y Pavcnik, Nina (2002). “Trade reforms and Income inequality in Colombia”. *Working Paper* No. 9830. NBER, Washington.

Barro, Robert J. (1999). “Inequality, Growth and Investment”. *Working Paper*, No. 7038. NBER, Cambridge.

Blinder, Alan (1973). “Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates”. *The Journal of Human Resources*, Vol 8, No. 4, pp. 436-455.

Bonet, Jaime (2007). “Inequidad espacial en las dotaciones educativas en Colombia”, en Jaime Bonet, editor, *Geografía económica y análisis espacial de Colombia*, Bogotá, Colección de Economía Regional, Banco de la República.

Bonet, Jaime y Meisel, Adolfo (2006). “Polarización del Ingreso per cápita departamental en Colombia, 1975-2000”. *Documentos de trabajo Sobre Economía Regional*, No. 76. Banco de la República, Centro de Estudios Económicos Regionales (CEER), Cartagena.

Bonilla, Leonardo (2008). “Diferencias regionales en la distribución del ingreso en Colombia”. *Documentos de trabajo Sobre Economía Regional*, No. 108. Banco de la República, Centro de Estudios Económicos Regionales (CEER), Cartagena.

Bourguignon, François y Ferreira, Francisco H.G. (2004). “Decomposition changes in the distribution of Household Income: Methodological Aspects”, en François Bourguignon, Francisco H.G. Ferreira y Nora Lustig, editores, *The Microeconomics of Income Distribution Dynamics in East Asia and Latin America*. World Bank, New York.

Bourguignon, François, Ferreira, Francisco H.G. y Leite, Phillippe G. (2004) “Beyond Oaxaca-Blinder: Accounting for Differences in Household Income Distribution Across Countries”, en Carlos E. Vélez, Ricardo Paes de Barros y Francisco H.G. Ferreira, editores, *World Bank Country study: Inequality and Economic development in Brazil*. World Bank, New York.

Dinardo, John, Fortin, Nicole M. y Lemieux, Thomas. (1996). "Labor Market Institutions and the Distribution of Wages, 1973-1992: A Semiparametric Approach". *Econometrica*, Vol. 64, No. 5, pp. 1001-1044.

Ferreira, Francisco H.G. y Paes de Barros, Ricardo (2004). "The Slippery Slope: Explaining the Increase in Extreme Poverty in Urban Brazil, 1976-96", en François Bourguignon, Francisco H.G. Ferreira y Nora Lustig, editores, *The Microeconomics of Income Distribution Dynamics in East Asia and Latin America*. World Bank, New York.

Flórez, Carmen E. (2000). *Las transformaciones Sociodemográficas en Colombia durante el siglo XX*. Banco de la República con Tercer Mundo Editores, Bogotá.

Galvis, Luis A. y Meisel, Adolfo (2002). "El crecimiento económico de las ciudades colombianas y sus determinantes, 1973-1998", en Adolfo Meisel Roca, editor, *Regiones, Ciudades y crecimiento económico en Colombia*, Bogotá, Colección de Economía Regional, Banco de la República.

Garza, Néstor (2008). "La distribución del ingreso y las economías del Caribe colombiano". *Economía, gestión y desarrollo*. No. 6, pp. 245-271.

Gasparini, Leonardo, Marchionni, Mariana y Sosa Escudero, Walter (2004). "Characterization of Inequality Changes through Microeconomic Decompositions: The case of Greater Buenos Aires", en François Bourguignon, Francisco H.G. Ferreira y Nora Lustig, editores, *The Microeconomics of Income Distribution Dynamics in East Asia and Latin America*. World Bank, New York.

Gries, Thomas y Redlin, Magarete (2008). "China's provincial disparities and the determinants of provincial inequalities". *Working Paper*. No. 2008-11. Center for International Economics, Paderborn.

Haddad Eduardo A., Bonet Jaime, Hewings Geoffrey J.D. y Perobelli Fernando S. (2008). "Efectos regionales de una mayor liberación comercial en Colombia: Una estimación con modelo CEER" (2008). *Documentos de trabajo Sobre Economía Regional*, No. 104. Banco de la República, Centro de Estudios Económicos Regionales (CEER), Cartagena.

Heckman, James J. (1979). "Sample Selection Bias as a Specification Error". *Econometrica*, Vol. 47, No. 1, pp. 153-161.

Juhn, Chinhui, Murphy, Kevin M. y Pierce, Brooks (1993). "Wage Inequality and the Rise in Returns to Skill". *Journal of Political Economy*, Vol 3, No. 3, pp. 410-444.

Kuznets, Simon (1955). Economic Growth and Income Inequality. *The American Economic Review*, Vol. 45, No. 1, pp. 1-28.

Londoño, Juan L. (1995). *Distribución del Ingreso y desarrollo económico, Colombia en el siglo XX*. Tercer Mundo editores en coedición con el Banco de la República y Fedesarrollo, Bogotá.

McFadden, Daniel (1974). “Conditional Logit Analysis of Quantitative Choice Behavior”, en Paul Zarembka, editor, *Frontiers in Econometrics*. New York, Academic Press.

Núñez, Jairo y Sánchez, Fabio (1998). “Descomposición de la desigualdad del Ingreso Laboral Urbano en Colombia: 1967-1997”. *Archivos de Macroeconomía*, No. 86. DNP, Bogotá.

Oaxaca, Ronald (1973). “Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets”. *International Economic Review*. Vol. 14, No. 3, pp. 693-709.

Ocampo, José A., Sánchez, Fabio y Tovar, Camilo A. (2000). “Mercado laboral y distribución del ingreso en Colombia en los años noventa”. *Revista de la Cepal*. No. 72.

Pérez, Gerson J. (2007-A). “Dimensión espacial de la pobreza en Colombia”, en Jaime Bonet, editor, *Geografía económica y análisis espacial de Colombia*, Bogotá, Colección de Economía Regional, Banco de la República.

Pérez, Gerson J. (2007-B). “Dinámica demográfica y desarrollo regional en Colombia”, en Manuel Fernández, Weildler Guerra y Adolfo Meisel, editores, *Políticas para reducir las desigualdades regionales en Colombia*, Bogotá, Colección de Economía Regional, Banco de la República.

Perugini, Cristiano. y Martino, Gaetano. (2008). “Income Inequality within European Regions: Determinants and effects on growth”. *Review of Income and Wealth*, Vol. 54, No 3, pp. 373-406.

Posso, Christian M. (2008). “Desigualdades salariales en Colombia 1984-2005: cambios en la composición del mercado laboral y retornos a la educación post-secundaria”. *Borradores de Economía*, No. 529. Banco de la República, Bogotá.

Santamaría, Mauricio (2001). “External Trade, Skill, Technology and recent Increase of Income Inequality in Colombia”. *Archivos de Economía*, No 171. DNP, Bogotá.

Sayago, Juan T. (2009). “The spatial agglomeration of educated people in Colombia”. *Working Paper*. Data Mining Lab – Università degli studi di Pavia.

Shorrocks Anthony F. (1984). “Inequality Decomposition by population Subgroups”. *Econometrica*, Vol. 52, No. 6, pp. 1369-1385.

Székely, Miguel y Londoño, Juan L. (1998). “Sorpresas distributivas después de una década de reformas: Latinoamérica en los Noventas”. *Documentos de Trabajo*, No. 352. BID, Washington.

Tribín, Ana M. (2005). “Evolución y Causas de los cambios en la Desigualdad Salarial en Bogotá”. *Revista ESPE*, No. 51. Banco de la República, Bogotá.

Vélez, Carlos E., Leibovich, José, Kugler, Adriana, Bouillón, César y Núñez, Jairo (2004). “The Reversal of Inequality Trends in Colombia, 1975-1995: A Combination of Persistent and Fluctuating Forces”, en François Bourguignon, Francisco H.G. Ferreira y Nora Lustig, editores, *The Microeconomics of Income Distribution Dynamics in East Asia and Latin America*. World Bank, New York.

Zacaria, Héctor y Zoloa, Juan I. (2006). “Desigualdad y Pobreza entre las Regiones Argentinas: Un análisis de Microdescomposiciones”. *Documento de trabajo*, No. 39. Centro de Estudios Distributivos, Laborales y Sociales.

## Anexos

### 1. Algunos detalles de la estimación y la simulación

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

En las ecuaciones de salarios, ingreso de independientes e ingreso no laboral del hogar, se controla por el sesgo de selección estimando ecuaciones de Heckman en dos etapas<sup>20</sup>. Para simular cual sería el ingreso de la población B si estuviera sujeto a la estructura de retornos de A ( $y_{i,\beta}^{j,B \rightarrow A}$ ), se reemplaza en la ecuación de ingreso de B el vector de parámetros  $\Omega$  de A y se calcula el ingreso condicionado correspondiente a las características  $X_{hi}^B$ :

$$\log y_{hi,\beta}^{j,B \rightarrow A} = X_{hi}^B \Omega^{j,A} + \varepsilon_{hi}^B$$

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

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

---

<sup>20</sup> Ver Heckman (1979).

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

Simular este tipo de variables implica hallar utilidades contrafactuales para cada categoría ( $U_i^{s,B \rightarrow A}$ ). Para esto se debe primero reemplazar el vector de parámetros  $\phi$  y proyectar la parte explicada de la utilidad:  $V_i^{s,B} \phi^A$ . Dado que el término residual de este proceso no es observado, se debe simular valores de la distribución Weibull<sup>21</sup> ( $\eta_i^{s,A}$ ) que satisfagan la siguiente condición: Dado que se observa que el individuo está clasificado en la categoría  $s$ ,  $V_i^{s,A} \phi + \eta_i^{s,A} \geq V_i^{k,A} \phi + \eta_i^{k,A}$  para todo  $s \neq k$ . En la práctica, se debe simular conjuntos de valores del término residual  $\eta_i^{s,A}$  hasta que uno de ellos cumpla con esta condición. Las nuevas decisiones se toman con base en las siguientes utilidades:  $U_i^{s,B \rightarrow A} = V_i^{s,B} \phi^A + \eta_i^{s,A}$ .

En vista de que algunas de las ecuaciones tienen entre las variables dependientes a las variables independientes de otras ecuaciones, es importante definir en qué orden se *simulan* los distintos procesos<sup>22</sup>. En este documento se supone la siguiente secuencia de decisiones y retornos:

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

---

<sup>21</sup> El término residual se distribuye Weibull dada la forma funcional de la utilidad asociada a cada decisión. Para más detalles ver McFadden (1974).

<sup>22</sup> Los modelos se estiman siempre con la información observada, de tal forma que este orden no afecta las estimaciones.

Lo que esto implica es que, por ejemplo, las decisiones de educación simuladas afectan el número de niños, y no al contrario. Este es tal vez el supuesto más cuestionable, sobre todo si se tiene una gran cantidad de padres y las madres tan jóvenes como es el caso de Colombia. Esta ordenación también implica que las decisiones del jefe de hogar simuladas afectan a las del resto de los miembros, lo que permite aproximarse al problema de la simultaneidad de las decisiones ocupacionales al interior del hogar.

## 2. Parámetros de modelos estimados para Bogotá

En las siguientes tablas se reportan los coeficientes de los parámetros estimados y el p-valor de las pruebas de significancia individual de las regresiones realizadas para Bogotá. Los modelos de decisión discreta se estiman por separado para hombres y mujeres<sup>23</sup>. En algunos modelos logit multinomial, no hay suficiente información en Bogotá para incluir algunas de las variables explicativas, por ejemplo hay pocas mujeres indígenas. En estos casos se omiten variables tanto en la estimación, como en la simulación. En el caso de la ecuación de número de niños en hogares cuyo jefe es mujer, se agrupan las categorías de nivel de educación medio y alto porque en Bogotá se reportan pocos hogares con nivel educativo alto con más de dos niños. En las ecuaciones de ingreso se reporta tanto la ecuación de ingreso como la de selección<sup>24</sup>. No se reportan los resultados de las ecuaciones de ingresos estimadas para las demás ciudades principales de Colombia.

---

<sup>23</sup> En el caso del número de niños en el hogar, se separa por el género del jefe de hogar.

<sup>24</sup> La ecuación de selección contiene todas las variables de la ecuación de ingreso además de la variable jefe si es ingreso de asalariado o independiente, y jefe de hogar ocupado, si es ingreso no laboral del hogar.

a. Modelo logit multinomial de nivel de educación

Nivel educativo	Mujer				Hombre			
	bajo		alto		bajo		alto	
	Beta	prob	Beta	prob	Beta	prob	Beta	prob
Edad	-0.04	0.00	0.21	0.00	-0.08	0.00	0.17	0.00
Edad2	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
indigena					-1.25	0.00	0.35	0.00
afrodescendiente	0.26	0.00	-1.01	0.00	0.42	0.00	-0.22	0.00
edadadultos	-0.04	0.00	0.04	0.00	-0.02	0.00	0.05	0.00
PET hogar	-0.02	0.00	-0.15	0.00	0.05	0.00	-0.13	0.00
asiste escuela	0.08	0.00	-0.03	0.01	0.11	0.00	0.02	0.39
jefe	-0.21	0.00	-0.05	0.02	0.53	0.00	0.23	0.00
jefemujer	0.01	0.80	0.00	0.72	0.17	0.00	-0.07	0.00
intercepto	20.45	0.00	-5.47	0.00	19.52	0.00	-5.92	0.00

Fuente: Cálculos propios con base en EIG 2006-2007.  
 Categoría base: nivel educativo medio.  
 Observaciones efectivas: 406746 mujeres y 344543 hombres.

b. Modelo logit multinomial de número de niños en el hogar

Niños	Jefe mujer						Jefe hombre					
	1		2		más de 2		1		2		más de 2	
	Beta	prob	Beta	prob	Beta	prob	Beta	prob	Beta	prob	Beta	prob
Educación media	-0.68	0.00	-0.98	0.00	-3.55	0.00	0.18	0.00	0.16	0.00	-0.07	0.05
Educación alta							0.01	0.72	-0.52	0.00	-1.54	0.00
Edad jefe	-0.04	0.00	-0.17	0.00	-0.12	0.00	-0.10	0.00	-0.14	0.00	-0.12	0.00
Edad jefe 2	0.00	0.01	0.00	0.00	0.00	0.54	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.08
Afrodescendiente							0.51	0.00	-0.27	0.00	1.03	0.00
Edad adultos	-0.03	0.00	-0.01	0.39	-0.05	0.00	-0.04	0.00	0.00	0.02	-0.02	0.00
PET hogar	0.29	0.00	0.60	0.00	0.89	0.00	0.15	0.00	0.12	0.00	0.52	0.00
Asiste escuela							-1.18	0.00	-2.40	0.00	0.47	0.00
Intercepto	1.44	0.00	3.01	0.00	2.96	0.00	3.34	0.00	3.07	0.00	1.37	0.00

Fuente: Cálculos propios con base en EIG 2006-2007.  
 Categoría base: Cero niños en el hogar.  
 Observaciones efectivas: 85016 hogares con jefe mujer y 172862 con jefe hombre.

c. Modelo logit multinomial de decisión ocupacional del jefe de hogar

Ocupación	Mujer				Hombre			
	asalariado		independiente		asalariado		independiente	
	Beta	prob	Beta	prob	Beta	prob	Beta	prob
Educación media	-0.50	0.00	-0.67	0.00	0.27	0.00	-0.25	0.00
Educación alta	-0.15	0.00	-0.80	0.00	1.07	0.00	0.43	0.00
Edad	0.36	0.00	0.39	0.00	0.15	0.00	0.23	0.00
Edad2	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
Indígena					-0.19	0.01	-0.45	0.00
Afrodescendiente	0.32	0.00	1.14	0.00	1.02	0.00	0.44	0.00
Edad adultos	0.02	0.00	0.03	0.00	0.01	0.00	-0.01	0.00
PET hogar	0.08	0.00	0.09	0.00	0.07	0.00	-0.02	0.03
Niños en hogar	-0.15	0.00	0.00	0.00	0.09	0.00	0.02	0.09
Asiste escuela	0.64	0.00	-0.75	0.00	-0.06	0.26	-1.03	0.00
Intercepto	-5.39	0.00	-7.99	0.00	-0.25	0.02	-2.31	0.00

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

Categoría base: Sin ingreso.

Observaciones efectivas: 85016 mujeres y 172862 hombres.

d. Modelo logit multinomial de decisión ocupacional del resto de las personas en edad de trabajar del hogar

Ocupación	Mujer				Hombre			
	asalariado		independiente		asalariado		independiente	
	Beta	prob	Beta	prob	Beta	prob	Beta	prob
Jefe inactivo	0.17	0.00	0.01	0.47	-0.26	0.00	-0.96	0.00
Jefe asalariado	0.00	0.73	-0.46	0.00	0.22	0.00	-0.82	0.00
Educación media	0.21	0.00	0.02	0.14	0.31	0.00	-0.12	0.00
Educación alta	1.30	0.00	0.59	0.00	0.88	0.00	-0.01	0.77
Edad	0.32	0.00	0.27	0.00	0.52	0.00	0.63	0.00
Edad2	0.00	0.00	0.00	0.00	-0.01	0.00	-0.01	0.00
Indígena					2.19	0.00	-45.40	1.00
Afrodescendiente	-0.69	0.00	0.51	0.00	1.70	0.00	1.13	0.00
Edad adultos	0.02	0.00	-0.02	0.00	-0.01	0.00	-0.01	0.00
PET hogar	0.03	0.00	-0.07	0.00	0.12	0.00	-0.02	0.04
Niños en hogar	-0.03	0.00	0.04	0.00	-0.17	0.00	0.17	0.00
Asiste escuela	-0.83	0.00	-1.21	0.00	-1.15	0.00	-0.91	0.00
Jefe mujer	0.18	0.00	0.10	0.00	-0.21	0.00	-0.19	0.00
Intercepto	-6.38	0.00	-5.53	0.00	-8.48	0.00	-11.02	0.00

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

Categoría base: Sin ingreso.

Observaciones efectivas: 321730 mujeres y 172046 hombres.

e. Estimación de Heckman en dos etapas de ingreso de asalariados

Salario	Ingreso		Selección	
	Beta	prob	Beta	prob
Edad	-0.014	0.000	0.140	0.000
Edad2	0.000	0.000	-0.002	0.000
Educación media	0.114	0.000	0.190	0.000
Educación alta	0.792	0.000	0.601	0.000
Niños en hogar	-0.033	0.000	-0.008	0.000
Indígena	-0.081	0.000	0.254	0.000
Afrodescendiente	0.007	0.548	0.116	0.000
Edad adultos	-0.005	0.000	0.009	0.000
PET hogar	-0.027	0.000	0.019	0.000
Asiste escuela	0.380	0.000	-0.515	0.000
Mujer	-0.161	0.000	-0.100	0.000
Jefe mujer	-0.056	0.000	0.014	0.000
Jefe			0.432	0.000
Intercepto	14.252	0.000	-2.907	0.000

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

f. Estimación de Heckman en dos etapas de ingreso de independientes

Ingreso de independientes	Ingreso		Selección	
	Beta	prob	Beta	prob
Edad	-0.043	0.000	0.135	0.000
Edad2	0.001	0.000	-0.001	0.000
Educación media	0.460	0.000	-0.170	0.000
Educación alta	1.224	0.000	-0.226	0.000
Niños en hogar	-0.037	0.000	0.005	0.054
Indígena	0.365	0.000	-0.435	0.000
Afrodescendiente	-0.083	0.000	0.198	0.000
Edad adultos	-0.012	0.000	-0.003	0.000
PET hogar	-0.069	0.000	0.004	0.007
Asiste escuela	0.243	0.000	-0.368	0.000
Mujer	-0.438	0.000	-0.385	0.000
Jefe mujer	-0.166	0.000	0.050	0.000
Jefe			0.228	0.000
Intercepto	15.007	0.000	-3.368	0.000

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

g. Estimación de Heckman en dos etapas de ingresos no laborales del hogar

Ingreso no laboral de hogares	Ingreso		Selección	
	Beta	prob	Beta	prob
Edad jefe	-0.001	0.585	0.012	0.000
Edad2 jefe	0.000	0.000	0.000	0.000
Jefe educación media	0.284	0.000	0.110	0.000
Jefe educación alta	1.105	0.000	0.245	0.000
Niños en hogar	-0.200	0.000	0.255	0.000
Jefe indígena	0.300	0.000	-0.339	0.000
Jefe afrodescendiente	-0.349	0.000	0.088	0.000
Edad adultos	0.009	0.000	0.005	0.000
PET hogar	-0.014	0.001	0.280	0.000
Jefe asiste escuela	0.434	0.000	-0.023	0.132
Jefe mujer	-0.108	0.000	0.222	0.000
Jefe ocupado			-0.855	0.000
Intercepto	12.677	0.000	-0.462	0.000

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

### 3. Caracterización por ciudad de algunos determinantes de las diferencias en la desigualdad

En la siguiente tabla se reportan para cada ciudad algunos estadísticos de las personas en edad de trabajar: edad promedio, porcentaje de mujeres, porcentaje de indígenas, porcentaje de gitanos, porcentaje de palenques, porcentaje de afrodescendientes y porcentaje de jefes de hogar.

Ciudades	% PET nivel educativo alto	% PET asalariados	% PET "sin ingreso"	% hogares con más de 2 niños	edad promedio PET	% PET mujer	% PET indígena	% PET afrodescendiente	% PET jefe
Medellín	13.80%	29.7%	53.2%	13.45%	36.67	55.12%	0.11%	2.15%	32.60%
B/quilla	15.85%	21.5%	54.4%	26.15%	35.51	53.90%	0.05%	1.49%	28.41%
Bogotá	19.07%	34.4%	48.3%	16.07%	36.35	54.11%	0.57%	2.06%	34.31%
Cartagena	16.70%	21.4%	54.8%	22.89%	35.07	54.20%	0.31%	36.92%	28.19%
Tunja	19.57%	26.9%	55.7%	18.01%	34.10	55.09%	0.21%	0.11%	33.39%
Manizales	10.27%	29.1%	55.5%	11.53%	37.94	54.95%	0.04%	0.66%	34.38%
Florencia	10.09%	22.2%	55.3%	19.04%	33.33	55.08%	0.25%	1.39%	33.78%
Popayán	12.79%	18.5%	58.7%	13.29%	35.55	55.11%	1.56%	2.27%	30.71%
Valledupar	13.88%	18.0%	57.1%	21.47%	33.49	54.77%	2.04%	7.01%	28.91%
Montería	10.59%	26.5%	49.5%	13.93%	34.86	54.91%	0.25%	3.26%	27.79%
Quibdó	15.39%	18.2%	67.0%	14.35%	32.04	57.56%	0.35%	94.15%	29.58%
Neiva	13.04%	18.9%	56.0%	14.88%	35.49	55.31%	0.36%	0.99%	33.12%
Riohacha	13.28%	19.3%	58.1%	23.05%	32.29	53.86%	8.70%	3.69%	30.52%
Sta Marta	11.77%	20.7%	55.6%	20.78%	34.86	54.40%	0.21%	3.61%	27.79%
V/cencio	10.57%	25.1%	48.7%	13.09%	35.48	54.23%	0.33%	0.41%	35.15%
Pasto	14.43%	26.2%	52.0%	14.82%	35.43	55.24%	1.44%	1.84%	32.20%
Cúcuta	8.50%	25.9%	50.7%	19.25%	35.09	53.90%	0.25%	0.88%	32.19%
Armenia	15.64%	22.3%	55.0%	12.30%	37.72	55.50%	0.60%	1.75%	35.57%
Pereira	12.30%	30.8%	53.2%	10.70%	37.60	55.01%	0.37%	1.40%	34.38%
B/manga	14.26%	26.3%	53.2%	12.53%	36.86	55.32%	0.00%	0.31%	34.25%
Sincelejo	11.19%	20.1%	53.0%	25.06%	34.41	53.10%	7.06%	3.17%	28.03%
Ibagué	13.34%	28.1%	50.6%	13.61%	36.86	55.58%	0.28%	0.37%	34.45%
Cali	11.83%	31.1%	47.6%	14.54%	36.54	54.58%	3.48%	18.53%	33.96%

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

#### 4. Resultados de micro-descomposición desagregado a nivel de ciudad

##### a. Salarios

##### i. Cambio porcentual en promedio de salarios simulado

Ciudades	Componente no observado original			Componente no observado simulado		
	Estructura de salarios	Estructura de salarios y educación	Estructura de salarios, educación y niños	Estructura de salarios	Estructura de salarios y educación	Estructura de salarios, educación y niños
Medellín	8%	20%	21%	15%	17%	18%
B/quilla	26%	24%	26%	32%	21%	22%
Bogotá	0%	0%	0%	0%	0%	0%
Cartagena	33%	16%	17%	39%	14%	15%
Tunja	22%	20%	22%	23%	9%	10%
Manizales	26%	55%	56%	28%	47%	48%
Florencia	13%	22%	23%	12%	9%	10%
Popayán	29%	42%	44%	32%	31%	32%
Valledupar	34%	21%	21%	36%	12%	13%
Montería	22%	32%	33%	24%	24%	24%
Quibdó	25%	-8%	-8%	32%	-14%	-15%
Neiva	21%	22%	22%	31%	25%	25%
Riohacha	28%	20%	22%	31%	13%	13%
Sta Marta	40%	32%	35%	47%	34%	35%
V/cencio	22%	41%	42%	27%	41%	42%
Pasto	39%	55%	56%	46%	45%	46%
Cúcuta	25%	46%	47%	30%	44%	45%
Armenia	13%	21%	22%	25%	26%	27%
Pereira	18%	39%	40%	32%	46%	47%
B/manga	10%	24%	25%	23%	31%	32%
Sincelejo	51%	56%	59%	49%	38%	40%
Ibagué	26%	44%	45%	31%	42%	43%
Cali	13%	27%	28%	20%	29%	30%

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

ii. Cambio porcentual en índice de Theil de salarios simulado

Ciudades	Componente no observado original			Componente no observado simulado		
	Estructura de salarios	Estructura de salarios y educación	Estructura de salarios, educación y niños	Estructura de salarios	Estructura de salarios y educación	Estructura de salarios, educación y niños
Medellín	8%	34%	35%	29%	25%	26%
B/quilla	5%	38%	39%	22%	30%	30%
Bogotá	0%	0%	0%	0%	0%	0%
Cartagena	9%	31%	31%	25%	24%	24%
Tunja	-14%	9%	11%	-13%	-14%	-13%
Manizales	11%	58%	60%	16%	40%	41%
Florencia	-20%	21%	22%	-21%	-7%	-6%
Popayán	-7%	34%	33%	-1%	10%	10%
Valledupar	-10%	18%	19%	-5%	-1%	-1%
Montería	-6%	36%	38%	-1%	17%	18%
Quibdó	-22%	9%	12%	-9%	-12%	-8%
Neiva	10%	38%	39%	41%	49%	49%
Riohacha	-6%	14%	16%	-2%	-2%	-1%
Sta Marta	20%	44%	48%	39%	48%	50%
V/cencio	22%	73%	75%	40%	74%	76%
Pasto	-13%	27%	27%	0%	8%	8%
Cúcuta	1%	37%	38%	13%	32%	33%
Armenia	11%	39%	41%	51%	54%	55%
Pereira	20%	68%	70%	70%	89%	92%
B/manga	10%	54%	56%	56%	77%	78%
Sincelejo	-13%	15%	17%	-16%	-13%	-12%
Ibagué	-23%	13%	14%	-4%	21%	22%
Cali	14%	48%	50%	39%	55%	55%

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

b. Ingreso de ocupados

i. Cambio porcentual en promedio del ingreso de ocupados simulado con la distribución del componente no observado original

Distribuciones del componente no observado de las ecuaciones de ingreso originales							
Ciudades	Estructura de retornos	Estructura de retornos y educación	Estructura de retornos, educación y niños	Estructura ocupacional	Estructuras ocupacional y de retornos	Estructuras ocupacional, de retornos y educación	Estructura ocupacional, de retornos educación y niños
Medellín	13.0%	34.0%	35.1%	4.4%	12.5%	36.8%	35.2%
B/quilla	32.3%	41.6%	44.1%	15.0%	37.4%	51.6%	53.8%
Bogotá	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%
Cartagena	42.6%	36.8%	38.4%	26.1%	50.1%	46.6%	46.5%
Tunja	25.6%	31.0%	33.6%	10.3%	29.8%	34.3%	29.1%
Manizales	30.3%	64.7%	66.1%	8.2%	27.8%	65.9%	62.0%
Florencia	21.4%	48.5%	49.9%	13.1%	26.6%	50.9%	46.8%
Popayán	38.9%	67.4%	68.1%	24.8%	48.9%	79.3%	76.8%
Valledupar	41.6%	49.8%	52.1%	19.4%	42.6%	54.0%	55.2%
Montería	30.0%	51.4%	52.7%	19.5%	40.6%	65.0%	60.8%
Quibdó	32.3%	16.0%	14.5%	9.1%	23.1%	3.2%	-0.6%
Neiva	29.0%	45.2%	46.7%	18.4%	37.7%	63.4%	66.9%
Riohacha	41.9%	48.1%	49.6%	23.0%	44.5%	55.1%	54.5%
Sta Marta	39.9%	47.1%	49.5%	20.8%	48.1%	65.1%	70.1%
V/cencio	20.0%	48.7%	50.1%	11.0%	27.3%	66.3%	68.8%
Pasto	40.1%	67.7%	69.0%	23.3%	53.0%	77.7%	78.2%
Cúcuta	24.0%	53.8%	55.2%	10.4%	31.6%	67.5%	70.2%
Armenia	16.1%	40.5%	41.6%	7.4%	18.9%	44.4%	43.7%
Pereira	16.2%	45.7%	47.1%	10.3%	23.7%	59.9%	61.7%
B/manga	2.4%	24.2%	25.4%	4.9%	11.7%	39.2%	44.7%
Sincelejo	69.2%	90.6%	94.3%	32.6%	70.8%	98.0%	100.1%
Ibagué	35.4%	68.4%	69.5%	17.1%	42.5%	78.3%	73.2%
Cali	18.0%	41.6%	42.4%	9.2%	23.2%	51.9%	53.1%

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

ii. Cambio porcentual en promedio del ingreso de ocupados simulado con la distribución del componente no observado simulado

Distribuciones del componente no observado de las ecuaciones de ingreso simuladas							
Ciudades	Estructura de retornos	Estructura de retornos y educación	Estructura de retornos, educación y niños	Estructura ocupacional	Estructuras ocupacional y de retornos	Estructuras ocupacional, de retornos y educación	Estructura ocupacional, de retornos educación y niños
Medellín	14.8%	23.9%	24.5%	5.7%	16.8%	33.5%	34.6%
B/quilla	42.9%	44.2%	46.3%	17.1%	43.5%	51.5%	53.5%
Bogotá	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%
Cartagena	51.5%	38.2%	39.6%	28.7%	57.5%	45.6%	47.0%
Tunja	25.0%	17.9%	19.4%	11.0%	32.2%	27.1%	29.0%
Manizales	28.3%	51.5%	52.6%	10.8%	31.3%	60.8%	63.7%
Florencia	25.0%	41.2%	42.3%	14.4%	26.8%	44.9%	46.2%
Popayán	47.4%	62.4%	63.0%	27.7%	54.4%	76.5%	77.1%
Valledupar	48.7%	49.8%	51.2%	22.8%	50.2%	53.7%	53.5%
Montería	32.2%	43.0%	43.4%	20.8%	44.9%	59.5%	61.8%
Quibdó	37.2%	6.0%	5.1%	12.5%	28.0%	-0.4%	0.1%
Neiva	37.3%	46.9%	47.3%	20.2%	43.9%	67.1%	67.9%
Riohacha	50.4%	50.4%	51.7%	25.6%	51.5%	53.7%	56.5%
Sta Marta	49.9%	53.2%	55.1%	23.2%	56.0%	66.1%	69.3%
V/cencio	24.1%	46.5%	47.7%	13.7%	32.5%	66.9%	70.7%
Pasto	48.2%	60.2%	61.6%	26.5%	61.1%	74.2%	76.7%
Cúcuta	29.2%	51.7%	53.0%	12.3%	37.3%	67.7%	70.0%
Armenia	19.5%	29.7%	30.7%	9.4%	24.7%	44.0%	43.5%
Pereira	26.2%	47.2%	48.3%	12.1%	32.5%	61.1%	62.0%
B/manga	14.9%	32.3%	33.3%	5.8%	19.3%	43.8%	44.5%
Sincedejo	67.2%	75.6%	78.4%	34.2%	74.2%	96.4%	95.8%
Ibagué	33.7%	52.7%	53.9%	18.5%	44.0%	71.9%	72.4%
Cali	22.3%	38.2%	38.6%	10.6%	29.1%	52.0%	52.9%

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

iii. Cambio porcentual en índice de Theil del ingreso de ocupados simulado con la distribución del componente no observado original

Distribuciones del componente no observado de las ecuaciones de ingreso originales							
Ciudades	Estructura de retornos	Estructura de retornos y educación	Estructura de retornos, educación y niños	Estructura ocupacional	Estructuras ocupacional y de retornos	Estructuras ocupacional, de retornos y educación	Estructura ocupacional, de retornos educación y niños
Medellín	4.3%	27.1%	28.0%	-14.6%	-12.2%	1.4%	-3.7%
B/quilla	5.4%	23.9%	24.1%	-20.7%	-16.0%	-0.3%	-1.3%
Bogotá	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%
Cartagena	2.6%	16.2%	17.2%	-15.2%	-13.0%	0.7%	-1.1%
Tunja	3.0%	30.0%	34.5%	-19.8%	-23.9%	-6.3%	-20.1%
Manizales	2.2%	36.8%	37.6%	-18.5%	-11.4%	10.8%	2.9%
Florencia	-16.7%	29.8%	31.0%	-20.7%	-27.6%	-7.5%	-18.9%
Popayán	-10.2%	21.6%	21.5%	-22.1%	-23.3%	-2.4%	-7.3%
Valledupar	-3.3%	23.1%	26.1%	-31.6%	-29.0%	-13.8%	-12.8%
Montería	-9.0%	30.7%	32.2%	-19.3%	-21.3%	5.0%	-4.4%
Quibdó	-20.5%	7.2%	7.8%	-19.1%	-18.3%	-6.1%	-12.2%
Neiva	4.0%	22.0%	23.2%	-16.8%	-12.2%	4.2%	9.0%
Riohacha	-3.3%	10.3%	10.8%	-22.5%	-20.7%	-4.7%	-7.3%
Sta Marta	13.1%	30.0%	32.5%	-10.2%	2.6%	13.5%	18.3%
V/cencio	9.5%	36.6%	37.5%	-20.4%	-11.4%	10.1%	12.7%
Pasto	-11.5%	23.5%	24.0%	-20.6%	-24.3%	-4.5%	-8.9%
Cúcuta	3.5%	30.8%	31.9%	-21.9%	-17.6%	1.1%	-1.2%
Armenia	-2.9%	29.5%	29.1%	-15.9%	-16.5%	-2.5%	-8.7%
Pereira	12.5%	53.7%	56.9%	-3.0%	8.4%	37.1%	42.3%
B/manga	6.6%	40.3%	42.4%	-9.2%	-4.7%	17.4%	28.2%
Sincelejo	10.5%	21.6%	23.0%	-27.0%	-30.1%	-15.0%	-19.4%
Ibagué	-5.7%	35.3%	35.7%	-29.1%	-27.8%	-6.5%	-14.8%
Cali	1.7%	36.5%	37.1%	-16.7%	-11.3%	11.2%	13.0%

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

iv. Cambio porcentual en índice de Theil del ingreso de ocupados simulado con la distribución del componente no observado simulado

Ciudades	Distribuciones del componente no observado de las ecuaciones de ingreso simuladas						
	Estructura de retornos	Estructura de retornos y educación	Estructura de retornos, educación y niños	Estructura ocupacional	Estructuras ocupacional y de retornos	Estructuras ocupacional, de retornos y educación	Estructura ocupacional, de retornos educación y niños
Medellín	12.3%	9.1%	9.6%	-12.7%	-0.6%	-5.2%	-4.5%
B/quilla	25.8%	28.3%	27.7%	-16.3%	-4.5%	-1.3%	-1.4%
Bogotá	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%
Cartagena	18.3%	19.2%	19.9%	-8.1%	0.8%	-0.6%	-0.3%
Tunja	-6.7%	-6.5%	-5.2%	-15.0%	-17.3%	-16.8%	-19.4%
Manizales	0.5%	16.0%	16.8%	-12.2%	-2.3%	5.1%	4.1%
Florencia	-11.2%	20.7%	21.2%	-20.0%	-26.6%	-18.2%	-16.3%
Popayán	1.9%	15.0%	15.2%	-18.6%	-14.6%	-5.8%	-9.0%
Valledupar	8.7%	27.0%	29.2%	-25.2%	-19.1%	-12.5%	-13.1%
Montería	-5.1%	16.9%	17.2%	-17.0%	-14.2%	-4.2%	-3.7%
Quibdó	-13.5%	-11.6%	-10.5%	-15.8%	-14.2%	-15.2%	-7.7%
Neiva	22.5%	25.2%	25.6%	-8.6%	3.8%	10.1%	11.4%
Riohacha	9.5%	17.4%	16.7%	-14.6%	-8.3%	-10.8%	-6.7%
Sta Marta	33.0%	43.0%	44.2%	-5.1%	13.4%	17.6%	17.0%
V/cencio	19.0%	32.9%	33.0%	-14.1%	-1.4%	9.2%	12.5%
Pasto	0.5%	12.7%	13.4%	-17.0%	-14.6%	-9.3%	-7.7%
Cúcuta	15.6%	27.1%	28.2%	-17.7%	-8.2%	-0.5%	-0.2%
Armenia	4.3%	8.9%	9.5%	-14.4%	-7.9%	-7.9%	-10.8%
Pereira	42.7%	57.8%	58.9%	2.9%	34.1%	40.0%	37.9%
B/manga	43.9%	63.1%	64.5%	-5.4%	18.4%	27.7%	27.6%
Sincelejo	-8.3%	-8.0%	-7.5%	-24.4%	-27.2%	-20.2%	-21.5%
Ibagué	-7.8%	8.6%	9.2%	-25.8%	-24.7%	-15.0%	-13.5%
Cali	12.8%	28.8%	28.8%	-13.6%	2.2%	10.4%	12.0%

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

c. Ingreso per cápita de los hogares

i. Cambio porcentual en promedio del ingreso per cápita de los hogares simulado con la distribución del componente no observado original (1)

Distribuciones del componente no observado de las ecuaciones de ingreso originales							
Ciudades	Estructura de retornos	Estructura de retornos y educación	Estructura de retornos, educación y niños	Estructura ocupacional	Estructuras ocupacional y de retornos	Estructuras ocupacional, de retornos y educación	Estructura ocupacional, de retornos educación y niños
Medellín	9.7%	26.4%	32.7%	2.9%	23.5%	48.5%	57.3%
B/quilla	23.8%	35.2%	50.8%	7.6%	48.6%	70.4%	92.2%
Bogotá	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%
Cartagena	31.6%	31.6%	44.7%	12.8%	63.3%	66.3%	81.0%
Tunja	12.5%	18.2%	25.0%	0.4%	29.6%	36.6%	45.7%
Manizales	19.1%	42.7%	48.7%	7.4%	34.9%	71.4%	78.8%
Florencia	9.3%	31.4%	40.2%	-3.3%	25.5%	48.8%	58.3%
Popayán	23.4%	44.5%	54.4%	17.1%	59.3%	90.1%	105.2%
Valledupar	33.7%	45.3%	55.6%	11.7%	62.2%	82.5%	95.1%
Montería	24.3%	45.5%	53.3%	2.6%	40.0%	70.9%	81.8%
Quibdó	18.8%	12.0%	6.6%	18.6%	60.3%	42.1%	34.8%
Neiva	18.6%	32.1%	36.6%	6.6%	42.4%	68.0%	76.5%
Riohacha	32.8%	44.7%	54.3%	18.3%	68.0%	94.1%	112.6%
Sta Marta	26.1%	37.4%	49.3%	8.3%	55.3%	78.9%	97.8%
V/cencio	14.3%	38.2%	45.8%	-1.6%	29.6%	67.8%	80.0%
Pasto	24.1%	47.0%	59.0%	5.7%	46.0%	73.5%	90.7%
Cúcuta	15.4%	36.7%	49.0%	-4.2%	28.8%	64.1%	81.4%
Armenia	9.7%	25.8%	36.2%	3.7%	25.8%	49.1%	62.8%
Pereira	10.7%	29.4%	33.4%	5.9%	28.9%	59.5%	66.2%
B/manga	4.3%	21.0%	27.6%	4.4%	24.2%	50.8%	61.0%
Sincedejo	44.5%	61.6%	81.2%	5.9%	63.8%	93.0%	121.8%
Ibagué	22.2%	47.7%	56.5%	3.2%	38.1%	76.0%	89.1%
Cali	12.6%	32.8%	37.7%	-3.2%	23.4%	51.4%	57.7%

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

ii. Cambio porcentual en promedio del ingreso per cápita de los hogares simulado con la distribución del componente no observado original (2)

Ciudades	Distribuciones del componente no observado de las ecuaciones de ingreso originales					
	Ingresos no laborales	Ingresos no laborales y estructura de retornos	Ingresos no laborales, estructura de retornos y educación	Ingresos no laborales, estructura de retornos, educación y niños	Ingresos no laborales, estructura ocupacional y de retornos	Ingresos no laborales, estructura ocupacional, de retornos, educación y niños
Medellín	18.1%	23.9%	55.7%	65.7%	37.7%	88.8%
B/quilla	32.3%	45.8%	63.7%	91.2%	70.7%	126.0%
Bogotá	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%
Cartagena	31.9%	50.9%	53.6%	71.4%	82.5%	106.5%
Tunja	15.8%	23.6%	33.9%	45.0%	40.7%	63.8%
Manizales	24.3%	35.0%	78.0%	90.7%	50.7%	118.0%
Florencia	12.1%	17.8%	54.8%	65.3%	33.9%	83.7%
Popayán	30.8%	47.3%	82.2%	99.0%	83.3%	146.0%
Valledupar	43.7%	68.5%	90.7%	114.8%	97.0%	145.4%
Montería	20.3%	35.5%	67.7%	78.3%	51.3%	106.3%
Quibdó	21.4%	35.0%	19.5%	14.8%	76.5%	44.3%
Neiva	29.6%	40.9%	73.6%	83.6%	64.7%	121.0%
Riohacha	46.3%	66.9%	94.6%	120.8%	102.1%	167.4%
Sta Marta	26.2%	44.0%	66.3%	86.4%	73.2%	131.9%
V/cencio	18.4%	22.1%	61.4%	78.3%	37.5%	106.3%
Pasto	20.0%	37.1%	76.9%	92.7%	59.0%	122.6%
Cúcuta	24.1%	34.9%	80.6%	103.0%	48.2%	131.2%
Armenia	14.5%	18.5%	53.7%	69.0%	34.5%	93.6%
Pereira	15.8%	17.4%	52.5%	65.7%	35.5%	92.2%
B/manga	13.8%	8.6%	34.7%	48.8%	28.4%	76.8%
Sincelejo	33.9%	73.1%	111.9%	140.7%	92.3%	178.1%
Ibagué	23.2%	37.6%	82.6%	98.5%	53.5%	127.2%
Cali	19.6%	25.1%	57.7%	64.6%	35.9%	83.7%

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

iii. Cambio porcentual en promedio del ingreso per cápita de los hogares simulado con la distribución del componente no observado simulado (1)

Distribuciones del componente no observado de las ecuaciones de ingreso simuladas							
Ciudades	Estructura de retornos	Estructura de retornos y educación	Estructura de retornos, educación y niños	Estructura ocupacional	Estructuras ocupacional y de retornos	Estructuras ocupacional, de retornos y educación	Estructura ocupacional, de retornos educación y niños
Medellín	10.5%	19.8%	25.4%	3.7%	26.6%	46.1%	54.5%
B/quilla	30.9%	36.9%	52.3%	8.5%	53.5%	69.8%	91.3%
Bogotá	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%
Cartagena	38.0%	32.6%	45.6%	13.7%	69.3%	65.0%	80.2%
Tunja	15.7%	12.6%	19.2%	0.7%	31.8%	29.5%	39.0%
Manizales	18.0%	34.9%	40.3%	8.5%	37.2%	67.6%	77.1%
Florencia	11.4%	27.3%	35.2%	-3.4%	24.3%	43.8%	53.1%
Popayán	27.9%	41.5%	50.8%	17.9%	63.5%	88.7%	101.4%
Valledupar	38.8%	45.2%	55.7%	15.1%	70.7%	81.6%	94.5%
Montería	25.8%	39.3%	46.0%	3.2%	43.3%	66.2%	77.1%
Quibdó	21.3%	6.4%	1.5%	21.5%	64.3%	37.5%	33.4%
Neiva	23.9%	33.0%	36.9%	7.4%	46.6%	70.5%	79.0%
Riohacha	39.4%	46.9%	56.4%	19.5%	75.7%	90.0%	108.5%
Sta Marta	32.6%	41.5%	53.5%	9.2%	59.9%	78.8%	97.2%
V/cencio	16.5%	36.7%	43.9%	-0.5%	33.2%	67.5%	81.3%
Pasto	28.7%	41.8%	53.1%	6.5%	50.1%	70.9%	85.9%
Cúcuta	18.3%	35.3%	47.4%	-3.3%	32.7%	64.3%	80.9%
Armenia	12.0%	20.4%	30.0%	4.9%	29.7%	49.6%	61.2%
Pereira	16.2%	30.0%	33.8%	6.4%	34.1%	61.4%	67.1%
B/manga	11.6%	25.7%	32.7%	4.8%	29.5%	54.5%	62.9%
Sincelejo	51.4%	57.4%	75.6%	6.3%	65.3%	93.0%	115.0%
Ibagué	21.2%	38.0%	46.3%	3.7%	38.5%	70.0%	81.7%
Cali	15.0%	30.1%	34.5%	-2.4%	27.2%	51.5%	57.2%

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

iv. Cambio porcentual en promedio del ingreso per cápita de los hogares simulado con la distribución del componente no observado simulado (2)

Distribuciones del componente no observado de las ecuaciones de ingreso simuladas						
Ciudades	Ingresos no laborales	Ingresos no laborales y estructura de retornos	Ingresos no laborales, estructura de retornos y educación	Ingresos no laborales, estructura de retornos, educación y niños	Ingresos no laborales, estructura ocupacional y de retornos	Ingresos no laborales, estructura ocupacional, de retornos, educación y niños
Medellín	10.3%	16.8%	34.1%	43.8%	32.8%	70.5%
B/quilla	50.1%	71.4%	75.3%	102.3%	94.0%	135.2%
Bogotá	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%
Cartagena	36.3%	62.6%	55.8%	73.5%	93.8%	106.9%
Tunja	21.8%	33.3%	31.9%	43.2%	49.5%	60.9%
Manizales	22.3%	32.7%	61.9%	76.0%	51.9%	107.3%
Florencia	11.8%	20.5%	47.7%	57.8%	33.5%	75.1%
Popayán	38.2%	60.4%	85.2%	101.9%	95.9%	148.2%
Valledupar	43.4%	73.3%	86.3%	110.3%	104.7%	139.2%
Montería	24.1%	41.6%	62.7%	73.5%	59.1%	103.0%
Quibdó	25.4%	42.9%	16.1%	11.7%	85.9%	44.4%
Neiva	34.7%	52.3%	78.9%	89.0%	75.0%	127.9%
Riohacha	48.6%	77.1%	98.5%	124.3%	113.5%	165.0%
Sta Marta	31.7%	54.5%	72.9%	91.4%	81.9%	133.9%
V/cencio	21.7%	27.7%	61.6%	80.4%	44.5%	109.7%
Pasto	23.6%	45.0%	69.9%	86.2%	66.4%	116.8%
Cúcuta	30.6%	44.4%	82.1%	104.7%	58.9%	133.9%
Armenia	12.2%	18.9%	38.1%	52.5%	36.6%	81.0%
Pereira	21.7%	29.7%	59.1%	72.5%	47.7%	98.6%
B/manga	12.9%	14.7%	35.8%	49.4%	32.7%	74.6%
Sincelejo	38.2%	84.8%	110.8%	136.3%	98.7%	174.0%
Ibagué	24.1%	37.9%	69.3%	84.9%	55.2%	115.8%
Cali	16.7%	24.8%	48.3%	56.1%	36.9%	76.5%

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

v. Cambio porcentual en índice de Theil del ingreso per cápita de los hogares simulado con la distribución del componente no observado original (1)

Distribuciones del componente no observado de las ecuaciones de ingreso originales							
Ciudades	Estructura de retornos	Estructura de retornos y educación	Estructura de retornos, educación y niños	Estructura ocupacional	Estructuras ocupacional y de retornos	Estructuras ocupacional, de retornos y educación	Estructura ocupacional, de retornos educación y niños
Medellín	2.1%	15.6%	18.6%	-2.4%	-16.8%	-11.7%	-9.4%
B/quilla	-2.0%	8.0%	8.9%	-2.7%	-25.0%	-17.8%	-15.5%
Bogotá	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%
Cartagena	1.9%	12.4%	25.4%	3.3%	-20.3%	-9.6%	-1.2%
Tunja	-4.6%	9.3%	7.8%	-17.1%	-32.1%	-23.6%	-26.0%
Manizales	0.6%	12.9%	14.6%	-4.3%	-18.1%	-12.1%	-9.7%
Florencia	-11.2%	19.1%	26.6%	-9.6%	-29.1%	-15.7%	-14.0%
Popayán	-6.9%	15.1%	25.8%	1.2%	-25.7%	-14.2%	-3.0%
Valledupar	-1.8%	16.3%	27.4%	-15.7%	-33.0%	-21.6%	-15.8%
Montería	-3.6%	21.8%	28.7%	9.7%	-19.0%	-2.1%	5.5%
Quibdó	-10.0%	5.2%	9.7%	-12.1%	-27.5%	-17.6%	-12.5%
Neiva	-0.2%	10.1%	11.3%	-7.3%	-23.8%	-19.1%	-14.7%
Riohacha	0.2%	11.7%	17.1%	-8.7%	-26.8%	-12.1%	-8.1%
Sta Marta	4.3%	19.3%	26.9%	6.9%	-4.7%	-3.0%	4.4%
V/cencio	1.4%	15.9%	21.1%	5.8%	-12.5%	-5.5%	2.0%
Pasto	-8.0%	16.8%	27.1%	-2.1%	-25.4%	-14.2%	-2.6%
Cúcuta	-1.9%	8.5%	22.4%	4.0%	-17.4%	-7.2%	2.4%
Armenia	-5.6%	7.0%	12.0%	-3.6%	-20.3%	-19.2%	-16.9%
Pereira	0.4%	10.0%	16.0%	9.5%	-7.2%	-3.6%	4.6%
B/manga	2.4%	14.3%	21.3%	13.1%	-8.3%	-5.1%	0.9%
Síncelejo	8.0%	12.2%	8.1%	-19.6%	-36.9%	-30.4%	-23.5%
Ibagué	-2.5%	25.5%	29.0%	-1.4%	-20.9%	-5.5%	0.7%
Cali	-1.6%	19.0%	26.3%	3.3%	-14.5%	-5.9%	0.4%

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

vi. Cambio porcentual en índice de Theil del ingreso per cápita de los hogares simulado con la distribución del componente no observado original (2)

Ciudades	Distribuciones del componente no observado de las ecuaciones de ingreso originales					
	Ingresos no laborales	Ingresos no laborales y estructura de retornos	Ingresos no laborales, estructura de retornos y educación	Ingresos no laborales, estructura de retornos, educación y niños	Ingresos no laborales, estructura ocupacional y de retornos	Ingresos no laborales, estructura ocupacional, de retornos, educación y niños
Medellín	-5.7%	6.4%	34.8%	35.0%	-10.9%	11.3%
B/quilla	52.8%	6.9%	19.2%	15.1%	-15.3%	-4.9%
Bogotá	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%
Cartagena	21.1%	6.4%	25.5%	30.3%	-14.4%	13.0%
Tunja	6.7%	-2.0%	18.9%	13.4%	-27.6%	-13.1%
Manizales	5.9%	9.5%	29.3%	26.3%	-9.6%	8.6%
Florencia	2.0%	-6.5%	33.5%	38.3%	-24.3%	3.5%
Popayán	21.4%	0.8%	29.3%	35.4%	-18.5%	9.8%
Valledupar	4.5%	2.4%	25.8%	24.3%	-24.0%	-2.0%
Montería	13.4%	-1.5%	32.7%	34.9%	-15.8%	16.9%
Quibdó	39.6%	16.8%	29.9%	39.9%	-8.4%	14.4%
Neiva	28.1%	15.9%	44.2%	39.1%	-8.2%	16.3%
Riohacha	9.9%	4.6%	25.2%	24.9%	-19.2%	5.7%
Sta Marta	23.8%	13.5%	41.8%	44.6%	2.0%	23.4%
V/cencio	9.0%	7.8%	34.1%	32.2%	-8.0%	17.7%
Pasto	10.8%	-4.2%	31.9%	37.7%	-21.0%	12.0%
Cúcuta	39.7%	19.7%	49.8%	60.2%	2.5%	40.5%
Armenia	-3.3%	-3.5%	24.4%	24.2%	-18.4%	1.1%
Pereira	28.2%	13.7%	41.7%	45.8%	3.0%	31.7%
B/manga	3.1%	10.9%	33.6%	31.8%	-3.2%	16.4%
Sincelejo	12.7%	7.3%	23.2%	16.6%	-29.4%	-7.2%
Ibagué	10.8%	5.4%	42.2%	40.6%	-13.6%	18.1%
Cali	8.9%	9.1%	41.4%	43.1%	-3.5%	22.3%

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

vii. Cambio porcentual en índice de Theil del ingreso percápita de los hogares simulado con la distribución del componente no observado simulado (1)

Distribuciones del componente no observado de las ecuaciones de ingreso simuladas							
Ciudades	Estructura de retornos	Estructura de retornos y educación	Estructura de retornos, educación y niños	Estructura ocupacional	Estructuras ocupacional y de retornos	Estructuras ocupacional, de retornos y educación	Estructura ocupacional, de retornos educación y niños
Medellín	4.1%	6.8%	9.3%	-2.2%	-13.2%	-14.8%	-12.7%
B/quilla	6.7%	9.6%	10.1%	-2.3%	-21.4%	-18.2%	-16.2%
Bogotá	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%
Cartagena	11.5%	14.1%	26.5%	5.0%	-14.4%	-11.2%	-2.3%
Tunja	2.2%	2.4%	1.5%	-16.4%	-29.2%	-31.8%	-33.0%
Manizales	0.7%	4.8%	5.9%	-2.7%	-14.4%	-15.6%	-14.6%
Florencia	-8.8%	15.4%	20.9%	-11.6%	-32.1%	-23.9%	-19.0%
Popayán	-1.4%	10.6%	20.2%	0.9%	-20.6%	-13.1%	-7.8%
Valledupar	5.1%	18.3%	31.8%	-12.9%	-27.4%	-22.0%	-16.3%
Montería	-1.7%	13.9%	20.3%	8.9%	-16.9%	-7.4%	-2.1%
Quibdó	-7.6%	-3.0%	1.4%	-8.2%	-27.3%	-26.8%	-8.8%
Neiva	8.4%	11.1%	12.4%	-6.3%	-18.2%	-15.8%	-11.4%
Riohacha	6.4%	14.1%	20.3%	-6.5%	-21.1%	-20.1%	-12.5%
Sta Marta	13.8%	25.9%	33.6%	6.6%	-12.5%	-2.9%	2.3%
V/cencio	5.0%	14.5%	19.0%	6.5%	-10.0%	-7.3%	0.3%
Pasto	-1.9%	10.3%	19.8%	-3.0%	-23.0%	-16.5%	-5.9%
Cúcuta	2.0%	6.7%	20.5%	4.5%	-13.7%	-7.3%	2.1%
Armenia	-1.6%	0.6%	4.8%	-4.4%	-17.5%	-20.9%	-18.4%
Pereira	8.2%	10.3%	15.4%	9.1%	-1.6%	-1.1%	2.7%
B/manga	14.8%	23.8%	31.2%	13.4%	-1.7%	-1.6%	3.3%
Sincalejo	27.6%	12.6%	5.5%	-18.8%	-38.4%	-29.7%	-27.6%
Ibagué	-3.6%	9.0%	12.6%	-1.0%	-20.7%	-13.2%	-6.2%
Cali	2.5%	14.4%	21.2%	3.7%	-10.9%	-7.0%	-0.3%

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

viii. Cambio porcentual en índice de Theil del ingreso percápita de los hogares simulado con la distribución del componente no observado simulado (2)

Distribuciones del componente no observado de las ecuaciones de ingreso simuladas						
Ciudades	Ingresos no laborales	Ingresos no laborales y estructura de retornos	Ingresos no laborales, estructura de retornos y educación	Ingresos no laborales, estructura de retornos, educación y niños	Ingresos no laborales, estructura ocupacional y de retornos	Ingresos no laborales, estructura ocupacional, de retornos, educación y niños
Medellín	-5.7%	-1.2%	11.1%	11.8%	-16.4%	-5.3%
B/quilla	52.8%	46.7%	34.2%	27.2%	18.2%	4.4%
Bogotá	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%
Cartagena	21.1%	20.2%	28.3%	31.9%	-4.2%	13.2%
Tunja	6.7%	9.0%	17.6%	12.9%	-19.9%	-15.0%
Manizales	5.9%	8.2%	15.3%	12.4%	-8.0%	-3.1%
Florencia	2.0%	-3.6%	28.0%	30.1%	-26.5%	-3.3%
Popayán	21.4%	13.6%	32.6%	37.7%	-7.8%	10.3%
Valledupar	4.5%	6.8%	24.2%	22.3%	-20.6%	-5.4%
Montería	13.4%	5.9%	28.1%	30.9%	-8.8%	12.2%
Quibdó	39.6%	25.0%	27.0%	37.8%	-3.7%	19.6%
Neiva	28.1%	30.0%	51.0%	47.6%	2.8%	23.1%
Riohacha	9.9%	12.1%	28.5%	27.4%	-12.9%	4.4%
Sta Marta	23.8%	25.2%	49.2%	48.6%	-1.6%	24.0%
V/cencio	9.0%	17.3%	36.4%	34.3%	-0.2%	18.5%
Pasto	10.8%	4.2%	25.8%	31.6%	-16.2%	9.1%
Cúcuta	39.7%	34.9%	53.7%	63.5%	16.2%	44.2%
Armenia	-3.3%	-2.6%	7.7%	7.9%	-18.2%	-9.4%
Pereira	28.2%	38.2%	55.1%	55.8%	23.2%	39.4%
B/manga	3.1%	20.3%	36.3%	33.0%	1.4%	14.3%
Sincelejo	12.7%	25.1%	26.5%	17.2%	-27.8%	-7.8%
Ibagué	10.8%	6.2%	27.3%	27.3%	-12.0%	10.4%
Cali	8.9%	8.6%	29.5%	32.3%	-4.5%	14.6%

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

## ÍNDICE "DOCUMENTOS DE TRABAJO SOBRE ECONOMÍA REGIONAL"

<u>No.</u>	<u>Autor</u>	<u>Título</u>	<u>Fecha</u>
01	Joaquín Viloria de la Hoz	Café Caribe: la economía cafetera en la Sierra Nevada de Santa Marta	Noviembre, 1997
02	María M. Aguilera Díaz	Los cultivos de camarones en la costa Caribe colombiana	Abril, 1998
03	Jaime Bonet Morón	Las exportaciones de algodón del Caribe colombiano	Mayo, 1998
04	Joaquín Viloria de la Hoz	La economía del carbón en el Caribe colombiano	Mayo, 1998
05	Jaime Bonet Morón	El ganado costeño en la feria de Medellín, 1950 – 1997	Octubre, 1998
06	María M. Aguilera Díaz Joaquín Viloria de la Hoz	Radiografía socio-económica del Caribe Colombiano	Octubre, 1998
07	Adolfo Meisel Roca	¿Por qué perdió la Costa Caribe el siglo XX?	Enero, 1999
08	Jaime Bonet Morón Adolfo Meisel Roca	La convergencia regional en Colombia: una visión de largo plazo, 1926 – 1995	Febrero, 1999
09	Luis Armando Galvis A. María M. Aguilera Díaz	Determinantes de la demanda por turismo hacia Cartagena, 1987-1998	Marzo, 1999
10	Jaime Bonet Morón	El crecimiento regional en Colombia, 1980-1996: Una aproximación con el método <i>Shift-Share</i>	Junio, 1999
11	Luis Armando Galvis A.	El empleo industrial urbano en Colombia, 1974-1996	Agosto, 1999
12	Jaime Bonet Morón	La agricultura del Caribe Colombiano, 1990-1998	Diciembre, 1999
13	Luis Armando Galvis A.	La demanda de carnes en Colombia: un análisis econométrico	Enero, 2000
14	Jaime Bonet Morón	Las exportaciones colombianas de banano, 1950 – 1998	Abril, 2000
15	Jaime Bonet Morón	La matriz insumo-producto del Caribe colombiano	Mayo, 2000
16	Joaquín Viloria de la Hoz	De Colpuertos a las sociedades portuarias: los puertos del Caribe colombiano	Octubre, 2000
17	María M. Aguilera Díaz Jorge Luis Alvis Arrieta	Perfil socioeconómico de Barranquilla, Cartagena y Santa Marta (1990-2000)	Noviembre, 2000
18	Luis Armando Galvis A. Adolfo Meisel Roca	El crecimiento económico de las ciudades colombianas y sus determinantes, 1973-1998	Noviembre, 2000
19	Luis Armando Galvis A.	¿Qué determina la productividad agrícola departamental en Colombia?	Marzo, 2001
20	Joaquín Viloria de la Hoz	Descentralización en el Caribe colombiano: Las finanzas departamentales en los noventas	Abril, 2001
21	María M. Aguilera Díaz	Comercio de Colombia con el Caribe insular, 1990-1999.	Mayo, 2001
22	Luis Armando Galvis A.	La topografía económica de Colombia	Octubre, 2001
23	Juan David Barón R.	Las regiones económicas de Colombia: Un análisis de <i>clusters</i>	Enero, 2002
24	María M. Aguilera Díaz	Magangué: Puerto fluvial bolivarense	Enero, 2002
25	Igor Esteban Zuccardi H.	Los ciclos económicos regionales en Colombia, 1986-2000	Enero, 2002
26	Joaquín Viloria de la Hoz	Cereté: Municipio agrícola del Sinú	Febrero, 2002
27	Luis Armando Galvis A.	Integración regional de los mercados laborales en Colombia, 1984-2000	Febrero, 2002

28	Joaquín Viloria de la Hoz	Riqueza y despilfarro: La paradoja de las regalías en Barrancas y Tolú	Junio, 2002
29	Luis Armando Galvis A.	Determinantes de la migración interdepartamental en Colombia, 1988-1993	Junio, 2002
30	María M. Aguilera Díaz	Palma africana en la Costa Caribe: Un semillero de empresas solidarias	Julio, 2002
31	Juan David Barón R.	La inflación en las ciudades de Colombia: Una evaluación de la paridad del poder adquisitivo	Julio, 2002
32	Igor Esteban Zuccardi H.	Efectos regionales de la política monetaria	Julio, 2002
33	Joaquín Viloria de la Hoz	Educación primaria en Cartagena: análisis de cobertura, costos y eficiencia	Octubre, 2002
34	Juan David Barón R.	Perfil socioeconómico de Tubará: Población dormitorio y destino turístico del Atlántico	Octubre, 2002
35	María M. Aguilera Díaz	Salinas de Manaure: La tradición wayuu y la modernización	Mayo, 2003
36	Juan David Barón R. Adolfo Meisel Roca	La descentralización y las disparidades económicas regionales en Colombia en la década de 1990	Julio, 2003
37	Adolfo Meisel Roca	La continentalización de la Isla de San Andrés, Colombia: Panyas, raizales y turismo, 1953 – 2003	Agosto, 2003
38	Juan David Barón R.	¿Qué sucedió con las disparidades económicas regionales en Colombia entre 1980 y el 2000?	Septiembre, 2003
39	Gerson Javier Pérez V.	La tasa de cambio real regional y departamental en Colombia, 1980-2002	Septiembre, 2003
40	Joaquín Viloria de la Hoz	Ganadería bovina en las Llanuras del Caribe colombiano	Octubre, 2003
41	Jorge García García	¿Por qué la descentralización fiscal? Mecanismos para hacerla efectiva	Enero, 2004
42	María M. Aguilera Díaz	Aguachica: Centro Agroindustrial del Cesar	Enero, 2004
43	Joaquín Viloria de la Hoz	La economía ganadera en el departamento de Córdoba	Marzo, 2004
44	Jorge García García	El cultivo de algodón en Colombia entre 1953 y 1978: una evaluación de las políticas gubernamentales	Abril, 2004
45	Adolfo Meisel R. Margarita Vega A.	La estatura de los colombianos: un ensayo de antropometría histórica, 1910-2002	Mayo, 2004
46	Gerson Javier Pérez V.	Los ciclos ganaderos en Colombia, 1950-2001	Junio, 2004
47	Gerson Javier Pérez V. Peter Rowland	Políticas económicas regionales: cuatro estudios de caso	Agosto, 2004
48	María M. Aguilera Díaz	La Mojana: Riqueza natural y potencial económico	Octubre, 2004
49	Jaime Bonet	Descentralización fiscal y disparidades en el ingreso regional: experiencia colombiana	Noviembre, 2004
50	Adolfo Meisel Roca	La economía de Ciénaga después del banano	Noviembre, 2004
51	Joaquín Viloria de la Hoz	La economía del departamento de Córdoba: ganadería y minería como sectores clave	Diciembre, 2004
52	Juan David Barón Gerson Javier Pérez V. Peter Rowland	Consideraciones para una política económica regional en Colombia	Diciembre, 2004
53	Jose R. Gamarra V.	Eficiencia Técnica Relativa de la ganadería doble propósito en la Costa Caribe	Diciembre, 2004

54	Gerson Javier Pérez V.	Dimensión espacial de la pobreza en Colombia	Enero, 2005
55	José R. Gamarra V.	¿Se comportan igual las tasas de desempleo de las siete principales ciudades colombianas?	Febrero, 2005
56	Jaime Bonet	Inequidad espacial en la dotación educativa regional en Colombia	Febrero, 2005
57	Julio Romero P.	¿Cuánto cuesta vivir en las principales ciudades colombianas? Índice de Costo de Vida Comparativo	Junio, 2005
58	Gerson Javier Pérez V.	Bolívar: industrial, agropecuario y turístico	Julio, 2005
59	José R. Gamarra V.	La economía del Cesar después del algodón	Julio, 2005
60	Jaime Bonet	Desindustrialización y terciarización espuria en el departamento del Atlántico, 1990 - 2005	Julio, 2005
61	Joaquín Viloria De La Hoz	Sierra Nevada de Santa Marta: Economía de sus recursos naturales	Julio, 2005
62	Jaime Bonet	Cambio estructural regional en Colombia: una aproximación con matrices insumo-producto	Julio, 2005
63	María M. Aguilera Díaz	La economía del Departamento de Sucre: ganadería y sector público	Agosto, 2005
64	Gerson Javier Pérez V.	La infraestructura del transporte vial y la movilización de carga en Colombia	Octubre, 2005
65	Joaquín Viloria De La Hoz	Salud pública y situación hospitalaria en Cartagena	Noviembre, 2005
66	José R. Gamarra V.	Desfalcos y regiones: un análisis de los procesos de responsabilidad fiscal en Colombia	Noviembre, 2005
67	Julio Romero P.	Diferencias sociales y regionales en el ingreso laboral de las principales ciudades colombianas, 2001-2004	Enero, 2006
68	Jaime Bonet	La terciarización de las estructuras económicas regionales en Colombia	Enero, 2006
69	Joaquin Viloria de la Hoz	Educación superior en el Caribe Colombiano: análisis de cobertura y calidad.	Marzo, 2006
70	Jose R. Gamarra V.	Pobreza, corrupción y participación política: una revisión para el caso colombiano	Marzo, 2006
71	Gerson Javier Pérez V.	Población y ley de Zipf en Colombia y la Costa Caribe, 1912-1993	Abril, 2006
72	María M. Aguilera Díaz	El Canal del Dique y su sub región: una economía basada en su riqueza hídrica	Mayo, 2006
73	Adolfo Meisel R. Gerson Javier Pérez V.	Geografía física y poblamiento en la Costa Caribe colombiana	Junio, 2006
74	Julio Romero P.	Movilidad social, educación y empleo: los retos de la política económica en el departamento del Magdalena	Junio, 2006
75	Jaime Bonet Adolfo Meisel Roca	El legado colonial como determinante del ingreso per cápita departamental en Colombia, 1975-2000	Julio, 2006
76	Jaime Bonet Adolfo Meisel Roca	Polarización del ingreso per cápita departamental en Colombia	Julio, 2006
77	Jaime Bonet	Desequilibrios regionales en la política de descentralización en Colombia	Octubre, 2006
78	Gerson Javier Pérez V.	Dinámica demográfica y desarrollo regional en Colombia	Octubre, 2006
79	María M. Aguilera Díaz Camila Bernal Mattos Paola Quintero Puentes	Turismo y desarrollo en el Caribe colombiano	Noviembre, 2006
80	Joaquín Viloria de la Hoz	Ciudades portuarias del Caribe colombiano: propuestas para competir en una economía globalizada	Noviembre, 2006
81	Joaquín Viloria de la Hoz	Propuestas para transformar el capital humano en el Caribe colombiano	Noviembre, 2006

82	Jose R. Gamarra Vergara	Agenda anticorrupción en Colombia: reformas, logros y recomendaciones	Noviembre, 2006
83	Adolfo Meisel Roca Julio Romero P.	Igualdad de oportunidades para todas las regiones	Enero, 2007
84	Centro de Estudios Económicos Regionales CEER	Bases para reducir las disparidades regionales en Colombia Documento para discusión	Enero, 2007
85	Jaime Bonet	Minería y desarrollo económico en El Cesar	Enero, 2007
86	Adolfo Meisel Roca	La Guajira y el mito de las regalías redentoras	Febrero, 2007
87	Joaquín Viloria de la Hoz	Economía del Departamento de Nariño: ruralidad y aislamiento geográfico	Marzo, 2007
88	Gerson Javier Pérez V.	El Caribe antioqueño: entre los retos de la geografía y el espíritu paisa	Abril, 2007
89	Jose R. Gamarra Vergara	Pobreza rural y transferencia de tecnología en la Costa Caribe	Abril, 2007
90	Jaime Bonet	¿Porqué es pobre el Chocó?	Abril, 2007
91	Gerson Javier Pérez V.	Historia, geografía y puerto como determinantes de la situación social de Buenaventura	Abril, 2007
92	Jaime Bonet	Regalías y finanzas públicas en el Departamento del Cesar	Agosto, 2007
93	Joaquín Viloria de la Hoz	Nutrición en el Caribe Colombiano y su relación con el capital humano	Agosto, 2007
94	Gerson Javier Pérez V. Irene Salazar Mejía	La pobreza en Cartagena: Un análisis por barrios	Agosto, 2007
95	Jose R. Gamarra Vergara	La economía del departamento del Cauca: concentración de tierras y pobreza	Octubre, 2007
96	Joaquín Viloria de la Hoz	Educación, nutrición y salud: retos para el Caribe colombiano	Noviembre, 2007
97	Jaime Bonet Jorge Alvis	Bases para un fondo de compensación regional en Colombia	Diciembre, 2007
98	Julio Romero P.	¿Discriminación o capital humano? Determinantes del ingreso laboral de los afrocartageneros	Diciembre, 2007
99	Julio Romero P.	Inflación, costo de vida y las diferencias en el nivel general de precios de las principales ciudades colombianas.	Diciembre, 2007
100	Adolfo Meisel Roca	¿Por qué se necesita una política económica regional en Colombia?	Diciembre, 2007
101	Jaime Bonet	Las finanzas públicas de Cartagena, 2000 – 2007	Junio, 2008
102	Irene Salazar Mejía	Lugar encantados de las aguas: aspectos económicos de la Ciénega Grande del Bajo Sinú	Junio, 2008
103	Joaquín Viloria de la Hoz	Economía extractiva y pobreza en la ciénega de Zapatosa	Junio, 2008
104	Eduardo A. Haddad Jaime Bonet Geofrey J.D. Hewings Fernando Perobelli	Efectos regionales de una mayor liberación comercial en Colombia: Una estimación con el Modelo CEER	Agosto, 2008
105	Joaquín Viloria de la Hoz	Banano y revaluación en el Departamento del Magdalena, 1997-2007	Septiembre, 2008
106	Adolfo Meisel Roca	Albert O. Hirschman y los desequilibrios económicos regionales: De la economía a la política, pasando por la antropología y la historia	Septiembre, 2008
107	Julio Romero P.	Transmisión regional de la política monetaria en Colombia	Octubre, 2008

108	Leonardo Bonilla Mejía	Diferencias regionales en la distribución del ingreso en Colombia	Diciembre, 2008
109	María Aguilera Díaz Adolfo Meisel Roca	¿La isla que se repite? Cartagena en el censo de población de 2005	Enero, 2009
110	Joaquín Viloria De la Hoz	Economía y conflicto en el Cono Sur del Departamento de Bolívar	Febrero, 2009
111	Leonardo Bonilla Mejía	Causas de las diferencias regionales en la distribución del ingreso en Colombia, un ejercicio de micro-descomposición	Marzo, 2009