

Esfuerzos y herencias sociales en la desigualdad de ingresos en Colombia

Jairo Núñez

Juan Carlos Ramírez

Bibiana Taboada



Bogotá, julio de 2006

Este estudio fue realizado por Jairo Núñez, del CEDE de la Universidad de Los Andes (jnunez@uniandes.edu.co), Juan Carlos Ramírez, Director de la Oficina de CEPAL en Colombia (juancarlos.ramirez@cepal.org), y Bibiana Taboada, estudiante de la Universidad de los Andes. Versiones preliminares de este trabajo fueron presentadas por Bibiana Taboada como tesis de la Maestría en Economía de la Universidad de los Andes (PEG), y publicado como Documento CEDE en diciembre de 2005.

Las opiniones expresadas en este documento, que no ha sido sometido a revisión editorial, son de exclusiva responsabilidad de los autores y pueden no coincidir con las de la Organización.

Publicación de las Naciones Unidas

ISSN impreso 1684-9469

ISSN electrónico 1684-9477

ISBN: 92-1-322941-0

LC/L.2569-P

LC/BOG/L.12

N° de venta: S.06.II.G.98

Copyright © Naciones Unidas, julio de 2006. Todos los derechos reservados

Impreso en Naciones Unidas, Santiago de Chile

La autorización para reproducir total o parcialmente esta obra debe solicitarse al Secretario de la Junta de Publicaciones, Sede de las Naciones Unidas, Nueva York, N. Y. 10017, Estados Unidos. Los Estados miembros y sus instituciones gubernamentales pueden reproducir esta obra sin autorización previa. Sólo se les solicita que mencionen la fuente e informen a las Naciones Unidas de tal reproducción.

Índice

Resumen	5
Introducción	7
1. Marco analítico	9
2. Información básica	11
2.1 Variables heredadas y variables de esfuerzo	12
3. El ingreso laboral	15
3.1 Los ingresos	18
3.2 Las variables de esfuerzo propio	21
3.3 El efecto parcial	24
3.4 El efecto total	24
3.5 El efecto total de cada una de las variables heredadas	26
3.6 Si la educación se elevara a la media de cada cohorte	27
3.7 Análisis paramétrico de rangos	27
4. El ingreso per cápita del hogar	29
4.1 Impacto del canal ocupacional (Modelo 1)	30
4.2 Impacto del canal demográfico (Modelo 2)	31
4.3 Impacto múltiple (Modelo 3)	34
4.4 Comparación de los tres modelos	36
4.5 Comparación con Brasil	37
5. Conclusiones	39
Anexos	41
Bibliografía	49
Serie Estudios y perspectivas: números publicados	51

Índice de cuadros

Cuadro 1	Estadísticas descriptivas	13
Cuadro 2	Ecuaciones de ingresos - hombres.....	19
Cuadro 3	Ecuaciones de ingresos - mujeres.....	20
Cuadro 4	Ecuaciones de educación – hombres	22
Cuadro 5	Ecuaciones de educación – mujeres	22
Cuadro 6	Comparación de los resultados obtenidos	37
Cuadro 7	Rango de los coeficientes de desigualdades	45

Índice de gráficas

Gráficas 1	Efectos parcial y total con igualdad de variables heredadas.....	25
Gráficas 2	Efecto total con igualdad en cada variable heredada.....	26
Gráficas 3	Cambios en la distribución del ingreso per cápita, por cohortes	31
Gráficas 4	Cambios en la distribución del ingreso per cápita por cambios en el tamaño del hogar, por cohortes	33
Gráficas 5	Cambios en la distribución del ingreso per cápita por canales múltiples, por cohortes	36

Resumen

Cuando la educación y los ingresos de los individuos dependen principalmente de características heredadas, la inequidad se perpetúa y la política social tiene menor espacio para corregirla. Este estudio se compone de dos partes. La primera presenta algunas mediciones de la movilidad social en Colombia, y la segunda simula una situación en la cual las personas tendrían las mismas oportunidades, si se igualan las características heredadas.

El estudio muestra que, si las personas tuvieran las mismas oportunidades al nacer (igualdad de características heredadas), el nivel de desigualdad económica que prevalecería podría mejorar entre 12% y 28% (según los índices de Gini o de Theil, respectivamente), tanto para individuos como para los hogares. No obstante que esto mejoraría la situación de desigualdad en Colombia en el contexto latinoamericano y mundial, aún sería muy elevada para los estándares internacionales.

Los resultados indican que la desigualdad en la distribución del ingreso está asociada, principalmente, y más en el caso de hombres que de mujeres, con el nivel educativo de los padres. Esto implica que para evitar el ciclo generacional de reproducción de la desigualdad, se requiere de un esfuerzo intenso en materia educativa para las generaciones jóvenes. Otras condiciones como características étnicas, origen rural y región de residencia, también generan desigualdad en el contexto nacional, pero su influencia es menor y menos estable en el tiempo.

A pesar de la influencia de la educación en la desigualdad, resultan también importantes factores económicos y culturales, como el mercado de trabajo y la composición familiar. Por ello, si bien es cierto que el sistema educativo debe ser una prioridad de política, progresos en cobertura y calidad de la educación, deben acompañarse de otros programas de protección social que contribuyan a mejorar la composición de la unidad familiar, la independencia económica de los hogares, los ingresos alternativos al laboral y a disminuir su vulnerabilidad.

Introducción

En los últimos años las aproximaciones académicas y políticas reconocen que la discusión acerca de la desigualdad en la distribución del ingreso es una de las más pertinentes en materia económica. Se reconece que, inclusive bajo el mejor de los escenarios, el mercado no responde por los más pobres y, por lo tanto, se aviva la polémica sobre las raíces, las causas y las soluciones a la desigualdad económica.

En este contexto, los enfoques más frecuentes diferencian dos tipos de desigualdad. La primera, la desigualdad de oportunidades, hace referencia a la inevitable desventaja que tienen ciertos individuos como consecuencia de condiciones desfavorables al nacer. La segunda, la desigualdad de resultados, hace alusión a la distribución del producto total de la economía, ya sea medida a través de los ingresos laborales, o de una medida de bienestar como el ingreso per cápita.

El presente trabajo analiza la relación que prevalece entre estos dos tipos de desigualdad y determinar en qué medida los niveles observados, en indicadores como los coeficientes Gini y Theil, pueden atribuirse a variables relacionadas con características propias de los individuos y de sus familias. El criterio de selección de las variables es, justamente, su conexión con las dos formas de desigualdad mencionadas. Se dividen, por lo tanto, en dos grupos que se refieren, uno, a las variables heredadas¹ y, otro, a variables de esfuerzo propio. La técnica y el procedimiento empleados en este estudio en se basan

¹ Bourguignon, Ferreira y Menéndez (2003) las llaman variables de circunstancia.

en el trabajo desarrollado por Bourguignon, Ferreira y Menéndez (2003): *Inequality of Outcomes and Inequality of Opportunities in Brazil*. Sin embargo, se toman variables diferentes de acuerdo con la disponibilidad de datos para Colombia y de su pertinencia para el contexto nacional.

El trabajo se compone de cinco partes. La primera sección, contextualiza el enfoque empleado dentro de las corrientes tradicionales de justicia distributiva. La segunda, hace una descripción de la base de datos y de las variables utilizadas. Las secciones tercera y cuarta, exponen y desarrollan los modelos empíricos empleados para el ingreso laboral y el ingreso per cápita, respectivamente; además, presentan y analizan los resultados obtenidos. Por último, la quinta sección concluye y resalta las implicaciones de política.

1. Marco analítico

En materia de justicia social se destacan diversas teorías sobre la distribución del ingreso y la desigualdad económica al interior de la sociedad. Cada una toma como punto de partida un conjunto base de variables, sobre el cual considera fundamental garantizar igualdad total. En virtud de este mismo conjunto, cada corriente excluye otras variables que, incluso a pesar de afectar indirectamente las variables en cuestión, no tienen una influencia directa sobre la noción de justicia concebida.

En la economía del bienestar, el utilitarismo se ha consolidado durante años como la visión tradicional. Su análisis se basa en las utilidades de los individuos, un concepto genérico cuyo contenido varía dependiendo de la manera como se defina. La evaluación de un estado determinado se realiza a partir de una función de bienestar que consiste en la suma de las utilidades individuales de los diferentes agentes. Como tal, el utilitarismo no hace consideraciones acerca de la distribución del bienestar dentro del grupo considerado. Cada persona tiene la misma importancia, independientemente del nivel de utilidad que alcance.

John Rawls, por su parte, uno de los mayores exponentes de las teorías liberales, propone dos principios esenciales, característicos de una estructura social justa, que refleja los acuerdos tomados bajo un estado inicial hipotético de total igualdad. El primer principio, exige la más amplia libertad posible para cada uno de los individuos, consistente con similar libertad para los demás. El segundo, reclama igualdad de oportunidades para todos los individuos. A su vez, juzga como injustas todas las formas de desigualdad, excepto aquellas que

tienen lugar con el fin de favorecer a los que se encuentran en peor situación (*difference principle*). Así, el conjunto base de variables está constituido por un espacio extenso que comprende, en primer lugar, libertades personales y políticas y, en segundo lugar, *bienes primarios* necesarios para la consecución de diferentes tipos de objetivos.

De acuerdo con Roemer (1998), llevados al extremo, estos dos puntos de vista resultan en políticas opuestas: mientras que la primera consideraría que los individuos son completamente responsables de sus acciones, la segunda no les impondría carga alguna por sus comportamientos. Es decir, el contexto utilitarista, al obviar consideraciones de distribución, maximizaría una política en la cual todo el comportamiento de las personas pueda atribuirse exclusivamente al esfuerzo individual. Entre tanto, la noción rawlsiana propondría una política en la cual todo el comportamiento de las personas se explica y se justifica con base en las circunstancias bajo las que se encuentre.

Así las cosas, un punto intermedio entre estas dos propuestas, tendría presente el papel jugado por variables relacionadas con las oportunidades al nacer, así como el de aquellas ligadas a la elección autónoma de los individuos. Este es el enfoque empleado en este trabajo.

2. Información básica

Existen grandes limitaciones en cuanto a la información requerida para la realización de trabajos como éste. En general, en los países latinoamericanos, las bases de datos existentes no incluyen información sobre varias generaciones de la misma familia, lo que dificulta la medición del efecto del contexto familiar sobre los logros de los individuos. Lo ideal sería tener bases de datos longitudinales que permitan hacer un acercamiento más riguroso y cuantitativo; pero, por el momento, los registros existentes son muy reducidos.

En Colombia, sin embargo, la Encuesta de Calidad de Vida (ECV) constituye una buena herramienta. Es una base representativa de la población total, que contiene datos de corte transversal con información relevante sobre padres e hijos. Su principal ventaja se encuentra en que indaga sobre una gama de variables suficientemente amplia que incluyen, por un lado, características y composición del hogar y, por otro, educación y capacitación para el trabajo. Esta información permite obtener datos relacionados con las variables heredadas y con las variables de esfuerzo propio, respectivamente. Desafortunadamente, la encuesta no incluye información sobre la ocupación o los ingresos de los padres del individuo, que son medidas de movilidad frecuentemente empleadas. Sin embargo, sí registra el nivel educativo del padre y de la madre, lo que resulta útil como variable de oportunidades al nacer.

De la encuesta se selecciona la información correspondiente a hombres y mujeres entre 26 y 60 años, que se clasifica de acuerdo con el sexo y la edad, en cohortes de 5 años, con el fin de analizar los cambios en los determinantes del ingreso entre generaciones. Con esta

separación es posible identificar la tendencia de los efectos de los dos grupos de variables sobre el desempeño económico de los individuos, a medida que pasa el tiempo. Asimismo, permite observar y analizar la evolución de la movilidad social, y postular elementos o políticas como aspectos determinantes de los cambios en la movilidad en diferentes momentos.

2.1 Variables heredadas y variables de esfuerzo

Las variables que afectan el nivel de ingreso de los individuos se pueden clasificar en dos grupos, de acuerdo con el margen de maniobra que éstos tienen para alterarlas. En el primero se encuentran las variables heredadas, que incluyen todos aquellos aspectos sobre los cuales el individuo no tiene ninguna capacidad de elección ni modificación; comprenden las características socio-demográficas con las cuales nace y se desarrolla el individuo.

El vector de variables heredadas incluye información sobre el grupo étnico, la región de origen y la educación de los padres. El grupo étnico se mide a través de dos variables *dummy* que registran si el individuo es indígena o afrodescendiente. El grupo étnico “blanco” se toma como referencia. En forma similar, para el lugar de origen se establecen *dummies* que identifican la proveniencia de las diferentes regiones del país, y se toma como punto de comparación la capital (Bogotá). Además, otra *dummy* controla si el individuo es nacido en zona rural. Para la educación de los padres se realizan dos medidas: el promedio de sus años de educación y la diferencia entre la educación del padre y de la madre.²

El segundo grupo contiene las variables de esfuerzo propio. Es decir, aquellos factores que los individuos sí están en capacidad de cambiar y que se afectan directamente por sus acciones y decisiones.³ Con frecuencia estas variables se relacionan con la acumulación de capital humano, pero también pueden contemplar otros elementos, como la migración.

El vector de variables de esfuerzo propio contiene información de la educación del individuo, su migración y entrenamiento. Nuevamente se toma la educación en años y se incluye una variable que corresponde a su valor al cuadrado, para capturar posibles efectos no lineales. La *dummy* de migración captura el hecho de que el individuo no haya vivido siempre en el municipio en el que se encuentra en el momento de la encuesta y que, además, haga menos de 5 años que viva en dicho municipio. Por último, la *dummy* de entrenamiento registra a aquellos individuos que en el momento de la encuesta se encuentran cursando alguna capacitación para el trabajo o que hubiesen terminado una en los dos años previos a la encuesta.⁴

En el cuadro 1 se presentan estadísticas descriptivas de las principales variables.

² Hay que tener presente que esta última variable puede tomar valores elevados (en valor absoluto) en aquellos casos en los que el individuo no conoce a su padre o a su madre. Teniendo en cuenta que es más frecuente la primera posibilidad, la variable puede estar levemente sesgada de manera negativa.

³ Las variables contenidas en este grupo también pueden depender de la política redistributiva, en la medida en que ésta influye el comportamiento de los individuos.

⁴ La variable se genera de esta manera, exclusivamente porque en la ECV, la pregunta referente a este tema, tiene esta forma. Hay que tener presente, sin embargo, que el alcance de la variable así concebida es bastante limitado, pues, excluye a todos aquellos individuos que hayan cursado algún tipo de entrenamiento previamente al año anterior a la realización de la encuesta.

Cuadro 1
ESTADÍSTICAS DESCRIPTIVAS

Año nacimiento	1943-47	1948-52	1953-57	1958-62	1963-67	1968-72	1973-77
Ingreso mensual promedio	722 202	717 622	809 320	672 285	670 379	648 764	591 941
Años de educación							
Promedio	5,7	6,9	7,6	8,0	8,4	8,8	9,1
Promedio del padre	2,9	3,0	3,1	3,3	3,6	4,0	4,5
Promedio de la madre	2,7	3,0	3,0	3,3	3,6	4,0	4,6
Grupo étnico (porcentaje)	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
Indígena	2,4	2,2	1,4	2,2	2,5	1,7	2,4
Afrodescendiente	6,2	7,4	7,3	7,3	7,0	6,9	6,2
Blanco	91,3	90,4	91,1	90,4	90,3	91,3	91,2
Región (porcentaje)	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
Atlántico	21,2	19,4	19,7	21,9	20,9	22,3	23,4
Oriente	28,0	22,8	22,3	19,3	21,7	20,5	21,9
Centro	16,3	17,2	16,6	16,0	14,6	14,2	11,8
Pacífico	11,9	9,5	10,0	9,4	9,4	9,2	8,4
Bogotá	6,2	7,6	8,1	9,1	9,7	10,7	13,0
Antioquia	9,0	11,0	13,2	14,3	13,7	12,3	10,2
Valle del Cauca	6,8	11,4	9,3	9,3	8,9	9,6	9,6
San Andrés y Providencia	0,0	0,0	0,0	0,1	0,1	0,1	0,1
Orinoquia y Amazonia	0,5	0,5	0,5	0,5	0,8	0,9	1,1
Migrantes (porcentaje)	5,7	5,7	7,9	8,3	10,4	12,9	15,9

Fuente: ECV (2003). Cálculos propios.

3. El ingreso laboral

Los ingresos de una persona dependen de las oportunidades que ha recibido, podría decirse que completamente al azar, así como de su disposición e interés por alcanzar un nivel de vida cada vez mejor. Por esta razón, para comenzar, constituye una buena aproximación una especificación lineal en la que los ingresos de un individuo sean función de sus variables de esfuerzo y de sus variables heredadas.⁵

$$(1) \quad \ln(w_i) = C_i \alpha + E_i \beta + u_i$$

Donde :

w : ingresos laborales

C : vector de variables heredadas

E : vector de variables de esfuerzo propio

α, β : vectores de coeficientes

u : término residual

Es importante tener presente que no todas las variables relevantes hacen parte del modelo, y reconocer que aquellas no observadas pueden ser elementos valiosos e interdependientes. Resulta evidente la elevada posibilidad de correlación, no sólo entre las variables observadas y las no observadas, sino entre las variables de los dos grupos.

⁵ En el anexo 2 se detallan, uno a uno, los pasos que sigue el modelo.

No cabe duda, por ejemplo, de que el nivel de educación que elige un individuo, depende, a su vez, de la educación y la condición socio-económica de sus padres; de que sus posibilidades de acceso a un buen plantel educativo no son independientes de la región en la que se haya nacido y vivido durante sus primeros años de vida; de que sus talentos y habilidades futuras reciben una influencia directa del entorno en el cual crece y se desarrolla. En fin, son múltiples las relaciones que impiden hacer caso omiso de la diversa e importante interdependencia que existe entre oportunidades y esfuerzo.

Algunas de las anteriores relaciones han sido documentadas para el caso colombiano. Sobre movilidad social se ha encontrado que el cambio en la distribución del ingreso entre generaciones es muy limitado y que las posibilidades de superar el origen socio-económico desfavorable son mínimas.

Esta evidencia confirma la necesidad de introducir una relación directa entre las variables de esfuerzo propio y las variables heredadas. Por lo tanto, con el fin de incrementar la capacidad predictiva del modelo, se define la ecuación (2), en la que se formaliza cierta dependencia entre estos dos tipos de variables.

$$(2) \quad E_i = C_i b + v_i$$

Donde :

b : vector de coeficientes

v : término residual

Tomando las ecuaciones (1) y (2), se obtiene la ecuación (3), que ilustra el efecto doble que tienen las variables heredadas sobre el nivel de ingreso. Es decir, mientras que en (1) sólo afectan los ingresos de un individuo de manera directa, en (3) también lo hacen de manera indirecta, a través de las variables de esfuerzo.

$$(3) \quad \ln(w_i) = C_i (\alpha + b \beta) + v_i \beta + u_i$$

Los coeficientes de la ecuación (3) permiten determinar el papel de las condiciones al nacer, en sí mismas y a través de su efecto sobre las variables de esfuerzo. El coeficiente α representa la influencia directa de las oportunidades sobre los ingresos y el producto βb mide la influencia indirecta vía el esfuerzo propio.

Si bien esta última especificación identifica los dos canales por medio de los que actúan las variables heredadas, su estimación directa no permite hacer lo mismo. El resultado de estimar esta forma reducida es un solo coeficiente $(\alpha + b \beta)$ que mide el efecto total de las variables heredadas sobre los ingresos, pero no permite diferenciar el valor de cada uno de los componentes y deja de lado la cuantificación de ciertos mecanismos de transmisión. Por lo tanto, dada la importancia de identificar los efectos directos e indirectos de las variables heredadas sobre el nivel de ingreso de los individuos, se deben buscar mecanismos que permitan obtener coeficientes insesgados al estimar las ecuaciones (1) y (2).

Una de las opciones para solucionar el problema de endogeneidad mencionado consiste en observar variables instrumentales que tengan un efecto directo sobre los esfuerzos, pero que, en cambio, no tengan ninguna influencia sobre el nivel de ingresos. Esto permitiría hacer una estimación adecuada por MCO y obtener coeficientes insesgados para calcular los efectos parcial y total de las oportunidades sobre los ingresos. Aunque este método es uno de los más utilizados para solucionar este tipo de relaciones indeseables entre variables, resulta inconveniente para este caso concreto. La dificultad se halla en la imposibilidad de emplear el contexto familiar como variable

instrumental del nivel de educación de un individuo, por tratarse precisamente de una de las variables a estimar.⁶

Ante la imposibilidad de encontrar variables instrumentales adecuadas, otra alternativa para tratar la endogeneidad de las variables de esfuerzo propio es el análisis paramétrico de rangos, que hace posible simular los sesgos de los estimadores de la ecuación de ingresos y obtener rangos de confiabilidad para los niveles de desigualdad simulados. El procedimiento llevado a cabo se detalla en el Anexo 1.

Una vez calculados los sesgos, se prosigue con la estimación de las ecuaciones (1) y (2). Los estimadores de MCO que resultan de estos procesos se pueden utilizar, ahora sí, en las simulaciones que buscan determinar el nivel de desigualdad que prevalecería si todos los individuos enfrentaran las mismas condiciones al nacer. El ejercicio micro-económico pretende establecer qué pasaría si se eliminaran todas las desigualdades existentes en las variables heredadas; en señalar cuál sería la desigualdad de ingresos si existiera igualdad total en las oportunidades de los individuos. En términos generales, si éstas explican parte relevante de la distribución del ingreso observada, la movilidad social entre generaciones sería relativamente escasa y difícil desarrollar una política redistributiva efectiva.

La primera simulación se lleva a cabo con base en la ecuación (1) y en sus estimadores de MCO, y consiste en replicar los ingresos de los individuos igualando todas las variables heredadas a sus respectivas medias. Como lo muestra la ecuación (4), la desigualdad restante en la distribución hipotética del ingreso, sería consecuencia exclusiva de las diferencias en las variables de esfuerzo.

$$(4) \quad \ln(\tilde{w}_i) = \bar{C} \hat{\alpha} + E_i \hat{\beta} + \hat{u}_i$$

Donde :

$\tilde{w}$: ingreso hipotético

$\bar{C}$: medias de las variables heredadas

$\hat{\alpha}$, $\hat{\beta}$, $\hat{u}$: estimadores de MCO

Lo único que cambia entre individuos son las series originales de las variables de esfuerzo y los términos residuales estimados. Por lo tanto, constituyen la fuente de variación en el nuevo nivel de ingreso percibido por cada uno de ellos y las variables heredadas dejan de ser una causa de la distribución desigual. La diferencia entre los niveles de desigualdad resultantes de la distribución observada y la distribución simulada, pueden atribuirse, entonces, al efecto directo de la desigualdad de oportunidades.

Sin embargo, esta simulación tiene las mismas restricciones que la ecuación con base en la cual fue calculada. En la medida en que las variables de esfuerzo, observadas y no observadas dependan de las variables heredadas, la simulación sólo refleja el efecto parcial de la desigualdad de oportunidades sobre la distribución del ingreso. Por lo tanto, es indispensable repetir el proceso con la ecuación (3). Como ésta sí admite una influencia directa de las variables heredadas sobre las variables de esfuerzo, al igualar las oportunidades de los individuos se iguala también cierta proporción de las variables de esfuerzo y se genera un efecto mayor sobre el nivel de desigualdad en la distribución hipotética de los ingresos.

⁶ Podrían considerarse otras alternativas para instrumentar las variables del modelo, como el rendimiento académico, pero la restricción de información impide tal ejercicio.

$$(5) \quad \ln(\tilde{w}_i) = \bar{C}(\hat{\alpha} + \hat{b}\hat{\beta}) + \hat{v}_i\hat{\beta} + \hat{u}_i$$

Donde :

$\hat{b}, \hat{v}$: estimadores de MCO

La ecuación (5), a diferencia de (4), permite calcular el efecto completo de las variables heredadas sobre la distribución del ingreso.

La comparación de los resultados obtenidos en cada una de las simulaciones hace posible cuantificar el efecto de las variables heredadas sobre la desigualdad en la distribución de los ingresos, que se transmite vía las variables de esfuerzo. Como al primer ejercicio sólo se le atribuye el efecto directo, mientras que al segundo se le atribuyen tanto el directo como el indirecto, su diferencia es el efecto asociado al canal indirecto.

El proceso descrito, también debe llevarse a cabo por separado, y de manera exclusiva, para cada variable heredada con el fin de diferenciar el papel de cada una y saber en qué medida el cambio observado puede atribuirse al conjunto de variables o a alguna en particular. Los resultados obtenidos permiten derivar implicaciones de política en diferentes campos de acción.

3.1 Los ingresos

Para realizar las micro-simulaciones, es necesario correr primero las regresiones correspondientes a las ecuaciones (1) y (2). Es decir, las ecuaciones de ingreso, educación, migración y entrenamiento. Como se mencionó, la estimación de cada ecuación se realiza de manera separada para hombres y mujeres, diferenciado por edades en cohortes de 5 años. Se realiza la corrección de Heckman para la población femenina. Las ecuaciones de ingreso y educación se corren por MCO. En cambio, para la migración y el entrenamiento, por tratarse de variables categóricas, se utiliza un modelo *logit*.

En la ecuación de ingresos se toman todas las variables, heredadas y de esfuerzo, como independientes, cuya forma reducida es la siguiente:

$$(6) \quad \ln(w_i) = \alpha_0 + z_i \alpha_z + r_i \alpha_r + mps_i \alpha_m + difesc_i \alpha_d + borural_i \alpha_b + educa_i \beta_e + s2_i \beta_s + migra_i \beta_m + train_i \beta_t + errorw_i$$

Donde :

w : ingreso laboral

z : vector de dummies de etnia

r : vector de dummies de región

mps : educación promedio de los padres

difesc : diferencia entre la educación del padre y de la madre

borural : dummy para nacidos en zona rural

educa : educación del individuo

s2 : educación elevada al cuadrado

migra : dummy de migración

train : dummy de entrenamiento

α_z, α_r : vectores de coeficientes

$\alpha_m, \alpha_d, \alpha_b$: escalares

$\beta_e, \beta_s, \beta_m, \beta_t$: escalares

errorw : término residual

La estimación resultante se diferencia de la tradicional ecuación de Mincer, que intenta explicar el nivel de ingreso a través de los cambios en productividad resultantes de aumentos en educación, en que no incluye variables relacionadas con el sexo, la edad o la experiencia. Sin embargo, el efecto de estos factores se puede analizar fácilmente dado que las ecuaciones se corren por grupos separados que tienen como criterios de clasificación, precisamente, dichos elementos.

Las regresiones de la ecuación de ingreso arrojan coeficientes con los signos esperados y con un nivel de significancia elevado (cuadros 2 y 3). Los resultados obtenidos, tanto para los vectores de variables heredadas y de esfuerzo propio son bastante satisfactorios.

Cuadro 2
ECUACIONES DE INGRESOS - HOMBRES

Año nacimiento	1943-47	1948-52	1953-57	1958-62	1963-67	1968-72	1973-77
Grupo étnico (blanco omitido)							
Indígena (z1)	-0,30***	-0,17***	0,18***	-0,16***	0,31***	-0,02***	-0,05***
Afrodescendientes (z5)	-0,32***	-0,27***	-0,10***	-0,01***	-0,13***	-0,01***	-0,10***
Región (Bogotá omitida)							
Atlántico (r1)	-0,69***	0,14***	-0,44***	-0,15***	-0,11***	-0,19***	-0,19***
Oriente (r2)	-0,71***	0,07***	-0,03***	0,04***	0,11***	-0,03***	-0,05***
Centro (r3)	-0,48***	0,17***	-0,08***	0,04***	-0,09***	-0,06***	-0,02***
Pacífico (r4)	-0,71***	0,07***	-0,36***	-0,19***	-0,20***	-0,20***	-0,35***
Antioquia (r6)	-0,54***	-0,18***	-0,26***	0,00	-0,03***	-0,01**	0,08***
Valle del Cauca (r7)	-0,60***	0,36***	0,09***	-0,19***	0,10***	0,04***	0,10***
San Andrés y Providencia (r8)	-0,48***	1,10***	0,22***	0,17***	0,13***	0,14***	0,21***
Orinoquía y Amazonia (r9)	-0,64***	0,24***	0,10***	0,11***	-0,03***	0,26***	0,02***
Educación promedio de los padres	0,01***	0,00***	0,03***	0,02***	0,05***	0,06***	0,04***
Diferencia entre la educación padre y madre	0,02***	0,01***	0,02***	0,01***	0,00***	0,00**	-0,02***
Educación (educa2)	0,07***	0,07***	0,02***	0,05***	0,07***	0,04***	0,02***
Ecuación al cuadrado (s2)	0,00***	0,00***	0,01***	0,00***	0,00***	0,00***	0,00***
Nacido en zona rural	0,05***	0,00	0,00	-0,03***	0,17***	0,10***	0,09***
Migración (migra)	-0,65***	-0,01	-0,06***	0,04***	-0,01***	0,07***	0,15***
Entrenamiento (train)	0,31***	0,20***	0,01***	0,24***	0,08***	0,23***	0,11***
Constante	12,94***	12,18***	12,52***	12,39***	12,12***	12,22***	12,32***
Número de observaciones	454 229	642 654	821 261	1 023 158	1 287 828	1 295 672	1 240 331
R-cuadrado ajustado	0,35	0,41	0,40	0,36	0,38	0,37	0,29

Fuente: Cálculos propios.

En la mayoría de las cohortes, las *dummies* de grupo étnico son negativas y significativas. En general, el efecto estimado es más estable en el caso de los hombres que en el de las mujeres.

El efecto de la región de origen sobre el nivel de ingreso de los individuos no parece ser muy estable y, aunque significativo para la gran mayoría de los casos, el sentido y la magnitud de su influencia varían entre cohortes y regiones. Para la cohorte 1943-47, la mayoría de las regiones de origen, diferentes a la capital del país, fueron desfavorables tanto en hombres como en mujeres. Este efecto parece revertirse en la cohorte 1948-52 y reaparecer de nuevo a partir de la cohorte 1953-57. No obstante, este efecto vuelve a perder importancia para la cohorte 1973-77 en el caso de las mujeres. Las regiones más aisladas (San Andrés y Providencia; Orinoquía y Amazonía) son de las más estables a través del tiempo, con coeficientes persistentemente positivos tanto para hombres como para mujeres. En forma similar, el Valle del Cauca aparece como un lugar de origen favorable para los hombres en varias de las cohortes, en tanto que Oriente lo es para las mujeres.

Cuadro 3
ECUACIONES DE INGRESOS - MUJERES

Año nacimiento	1943-47	1948-52	1953-57	1958-62	1963-67	1968-72	1973-77
Grupo étnico (blanco omitido)							
Indígena (z1)	0,53***	-1,59***	-0,27***	0,22***	-0,50***	0,00***	-0,58***
Afrodescendientes (z5)	0,58***	-0,03**	-0,43***	-0,03***	-0,46***	-0,25***	-0,02**
Región (Bogotá omitida)							
Atlántico (r1)	-0,42***	-0,16***	-0,19***	-0,34***	-0,43***	0,18***	0,07***
Oriente (r2)	-0,31***	0,14***	-0,01	0,14***	-0,28***	0,03	0,19***
Centro (r3)	-0,71***	0,22***	-0,21***	-0,03***	-0,15***	-0,07***	-0,18***
Pacífico (r4)	-1,60***	-0,44***	-0,34***	0,04***	-0,23***	0,06***	-0,03***
Antioquia (r6)	-0,56***	-0,19***	-0,49***	-0,08***	-0,33***	-0,45***	0,18***
Valle del Cauca (r7)	0,70***	0,41***	-0,21***	-0,17***	-0,33***	-0,22***	0,07***
San Andrés y Providencia (r8)	-1,00***	-0,04	0,51***	-0,40***	0,01	0,31***	0,35***
Orinoquia y Amazonia (r9)	-0,09**	0,09*	-0,79***	1,10***	-0,22***	0,20***	0,59***
Educación promedio de los padres	0,02***	0,03***	-0,01***	0,01***	0,01***	0,02***	0,01***
Diferencia entre la educación padre y madre	0,02***	0,00*	0,02***	0,01***	-0,01***	0,01*	0,01***
Educación (eduaca2)	0,21***	0,08***	-0,02***	0,07***	-0,01***	0,01***	-0,03***
Ecuación al cuadrado (s2)	0,00***	0,00***	0,01***	0,00***	0,00***	0,00***	0,01***
Nacido en zona rural	0,013***	-0,05***	0,28***	0,13***	0,19***	-0,04***	-0,01***
Migración (migra)	-0,68***	-0,04***	-0,62***	-0,01	0,10***	0,03***	0,14***
Entrenamiento (train)	-0,18***	0,41***	0,18***	0,11***	0,09***	0,01***	0,07***
Constante	12,84***	12,96**	13,14***	12,30***	13,09***	12,80***	12,75***
Número de observaciones	737	377	197	907	1 012	953	1 003

Fuente: Cálculos propios.

Nota: * significativo al 10%; ** significativo al 5%; *** significativo al 1%

En el vector de variables heredadas se destaca el efecto de la educación promedio de los padres; siempre en la dirección esperada y altamente significativo. Su influencia positiva sobre los ingresos, considerablemente mayor para hombres (entre 3% y 6%) que para mujeres (entre 1% y 3%). Sin embargo, no muestra una tendencia clara a aumentar o a disminuir en el tiempo y se mantiene relativamente estable entre cohortes. Por su parte, la diferencia entre la educación del padre y de la madre parece tener un efecto levemente positivo, revelando que la influencia del nivel de escolaridad del padre puede ser más determinante del ingreso (de hombres y mujeres) que la de la madre.

En cuanto a las variables de esfuerzo, la educación del individuo tiene el tradicional efecto positivo. Aunque su magnitud varía considerablemente entre cohortes, es relativamente cercano entre sexos. En promedio, cada año adicional de educación incrementa el salario en 5%. Dichos coeficientes son bastante más relevantes que los de la variable “educación al cuadrado” que, aunque consistentemente positivos y significativos, no superan el 0.7%. Por lo tanto, si bien es posible que existan retornos crecientes a la educación, el grueso del efecto de los años de escolaridad sobre el ingreso tiene forma lineal.

La *dummy* de migración, a pesar de no ser muy estable a través del tiempo, tiende a afectar el nivel de ingreso de las cohortes masculinas y femeninas, en algunos de los casos en grandes dimensiones.

El entrenamiento, por último, tiene un efecto claro y constante a través de generaciones. Su coeficiente tiene un alto nivel de significancia para todas las cohortes, masculinas y femeninas, y oscila alrededor de 15%.⁷

En resumen, de acuerdo con las estimaciones realizadas, las variables heredadas que más afectan el nivel de ingreso de los individuos son: de manera negativa, la pertenencia a un grupo étnico indígena o afrodescendiente, y de manera positiva, la educación promedio de los padres. Las demás características tienen una influencia leve o inestable. En cuanto a las variables de esfuerzo propio, como era de esperarse, sobresale el efecto de la educación y el entrenamiento.

3.2 Las variables de esfuerzo propio

Una vez obtenidos los resultados de la ecuación de ingreso, las regresiones correspondientes a las variables de esfuerzo permiten tener en cuenta las relaciones entre los dos tipos de variables, específicamente la influencia de las oportunidades sobre el nivel de esfuerzo individual. Cuando alguna de estas regresiones arroja predicciones aceptables, es ineludible calcular la segunda simulación, ya que existe un canal de transmisión indirecto que puede ser cuantificado. Una misma forma reducida se aplica para las tres variables de esfuerzo consideradas.⁸

$$(7) \quad S_i = b_0 + z_i b_z + r_i b_r + mps_i b_m + difesc_i b_d + borural_i b_b + errors_i$$

Donde :

S : variable de esfuerzo (educación, migración, entrenamiento)

z : dummies de raza

r : dummies de región

mps : educación promedio de los padres

difesc : diferencia entre la educación del padre y de la madre

bz, br : vectores de coeficientes

bm, bd, bb : escalares

errors : término residual

Las regresiones para cada una de las variables de esfuerzo muestran que sólo los años de educación cursados pueden explicarse con base en el vector de variables heredadas. Ni la migración ni el entrenamiento arrojan resultados con capacidad explicativa aceptable, por lo que no se tienen en cuenta como canal indirecto de transmisión de las oportunidades, aunque se conserva su efecto directo.

Los coeficientes obtenidos para la ecuación de educación actúan, en general, en la dirección esperada (cuadros 4 y 5). Sin embargo, el efecto del grupo étnico es ambiguo, tanto para hombres como para mujeres. La influencia negativa sobre los años de escolaridad, más marcada en los grupos indígenas que en los afrodescendientes, alcanza magnitudes considerables en la gran mayoría de los casos, pero su variabilidad entre cohortes hace difícil formular una conclusión.

⁷ Es necesario tratar este resultado con cautela ya que puede existir cierto grado de endogeneidad entre las variables, dado que quienes reciben entrenamiento para el trabajo son, por lo general, aquellos con un empleo estable.

⁸ Como se mencionó, se aplica un modelo *logit* para las ecuaciones de migración y entrenamiento, en lugar de MCO.

Cuadro 4
ECUACIONES DE EDUCACIÓN - HOMBRES

Año nacimiento	1943-47	1948-52	1953-57	1958-62	1963-67	1968-72	1973-77
Grupo étnico (blanco omitido)							
Indígena (z1)	-0,48***	-2,08***	0,14***	2,00***	-1,51***	0,49***	0,15***
Afrodescendientes (z5)	-0,55***	-0,19***	0,54***	1,48***	-0,43***	0,50***	-0,25***
Región (Bogotá omitida)							
Atlántico (r1)	-4,71***	-0,78***	-1,23***	-2,19***	-1,41***	-1,36***	-0,63***
Oriente (r2)	-3,34***	-0,48***	-1,22***	-1,89***	-1,44***	-1,84***	-1,04***
Centro (r3)	-2,54***	-1,17***	-1,27***	-2,49***	-2,00***	-1,65***	-1,92***
Pacífico (r4)	-3,91***	-2,97***	-2,39***	-3,91***	-2,36***	-2,54***	-1,29***
Antioquia (r6)	-4,66***	-1,66***	-0,88***	-1,95***	-2,13***	-1,64***	-1,02***
Valle del Cauca (r7)	-3,86***	-1,15***	0,06***	-1,77***	-1,24***	-1,57***	-0,64***
San Andrés y Providencia (r8)	2,01***	-1,03***	0,39	0,31*	-1,62***	-0,28*	1,35***
Orinoquia y Amazonia (r9)	-5,07***	-1,30***	-1,71***	1,21***	-0,93***	-0,68***	-0,99***
Educación promedio de los padres	1,04***	0,99***	0,91***	0,82***	0,74***	0,73***	0,69***
Diferencia entre la educación padre y madre	0,02***	0,02***	0,01***	0,00*	0,01***	-0,04***	-0,05***
Nacido en zona rural	-1,68***	-1,29***	-1,87***	-1,48***	-1,83***	-1,15***	-1,47***
Constante	6,93***	5,40***	6,00***	7,17***	7,15***	7,04***	6,56***
Número de observaciones	454 229	642 654	821 261	1 023 158	1 287 828	1 295 672	1 240 331
R-cuadrado ajustado	0,54	0,36	0,33	0,36	0,38	0,35	0,40

Fuente: Cálculos propios.

Nota: * significativo al 10%; ** significativo al 5%; *** significativo al 1%

Cuadro 5
ECUACIONES DE EDUCACIÓN - MUJERES

Año nacimiento	1943-47	1948-52	1953-57	1958-62	1963-67	1968-72	1973-77
Grupo étnico (blanco omitido)							
Indígena (z1)	-0,301***	-1,141***	-1,443***	0,195***	-0,666***	-1,767***	0,514***
Afrodescendientes (z5)	-0,157***	0,171***	0,846***	-0,868***	0,895***	1,065***	0,237***
Región (Bogotá omitida)							
Atlántico (r1)	-3,118***	-2,497***	-1,693***	-1,124***	-1,583***	-1,050***	-1,393***
Oriente (r2)	-2,178***	-1,537***	-1,309***	-1,570***	-1,365***	-1,100***	-1,193***
Centro (r3)	-2,171***	-1,952***	-1,236***	-1,513***	-1,485***	-1,642***	-2,446***
Pacífico (r4)	-3,943***	-2,784***	-2,051***	-2,568***	-2,685***	-2,189***	-2,927***
Antioquia (r6)	-2,238***	-2,817***	-1,924***	-1,910***	-1,347***	-0,997***	-1,566***
Valle del Cauca (r7)	-1,693***	-1,690***	-1,348***	-2,164***	-1,127***	-1,345***	-1,525***
San Andrés y Providencia (r8)	3,574***	2,691***	0,294*	0,461***	0,380***	0,406***	0,706***
Orinoquia y Amazonia (r9)	-2,679***	-1,496***	-3,575***	-0,934***	-1,303***	-0,108***	-0,757***
Educación promedio de los padres	0,860***	0,840***	0,896***	0,798***	0,782***	0,697***	0,630***
Diferencia entre la educación padre y madre	-0,046***	0,016***	0,007***	-0,126***	0,014***	-0,089***	-0,048***
Nacido en zona rural	-1,117***	-1,756***	-1,461***	-1,344***	-1,031***	-1,543***	-1,386***
Constante	5,525***	5,846***	6,004***	6,845***	6,777***	7,303***	7,877
Número de observaciones	753 285	975 136	1 186 758	1 402 684	1 729 408	1 613 884	1 683 995
R-cuadrado ajustado	0,423	0,385	0,368	0,319	0,310	0,315	0,353

Fuente: Cálculos propios.

Nota: * significativo al 10%; ** significativo al 5%; *** significativo al 1%

En cambio, se debe rescatar el efecto negativo y persistente de todas las *dummies* de región, así como el de nacidos en zona rural. Son destacables sus elevados niveles de significancia y el

tamaño de su efecto. A diferencia de lo que se observa en las ecuaciones de ingreso, el nivel educativo del individuo, hombre o mujer, se beneficia notablemente cuando se nace en Bogotá, en comparación con las demás regiones del país, así como cuando se nace en zona urbana. Este efecto se mantiene a través del tiempo y los coeficientes no disminuyen para las cohortes más jóvenes, a pesar de políticas recientes que han ampliado la cobertura en educación, en las diferentes regiones, tanto urbanas como rurales.

La ecuación de educación es especialmente importante en cuanto al efecto de la educación promedio de los padres. Su interpretación se relaciona directamente con la movilidad social, ya que cuantifica en qué medida las generaciones encuestadas han superado el nivel educativo alcanzado por sus padres y mide la importancia que tienen los atributos familiares en la determinación de los logros educativos del individuo e, inclusive, cómo los ingresos se heredan repetidamente a través de generaciones.⁹

Los estimadores obtenidos para las variables relacionadas con la educación de los padres pueden interpretarse, entonces, como medidas inversas de movilidad, a saber: un mayor coeficiente b_m se relaciona con niveles limitados de movilidad. Las regresiones, de las cohortes masculinas y femeninas, arrojan valores supremamente altos para la relación entre los años de educación de padres e hijos, lo que indica una movilidad social sumamente baja. Además, aunque los coeficientes de esta variable tienden a disminuir para las cohortes más recientes, su valor sigue siendo extremadamente alto. Aún el coeficiente más bajo, que se encuentra en la última cohorte de las mujeres, alcanza un valor cercano a 0.6. Gaviria (2002) y Tenjo (2004) presentan resultados similares, con fuertes indicios de que el grado de movilidad social a través del sistema educativo es supremamente bajo y de que, por lo tanto, el desempeño educativo de los individuos depende, en gran medida, de los años de estudio de sus padres.¹⁰

La diferencia entre movilidad absoluta y movilidad relativa es relevante si se quieren analizar los cambios en los niveles de movilidad entre cohortes, ya que es necesario tener presente que el desarrollo económico viene acompañado de un aumento en el nivel promedio de escolaridad de los individuos. Esto conlleva a que los hijos superen de manera persistente los logros educativos de sus padres, independientemente del nivel de movilidad social. En efecto, los países latinoamericanos presentan un aumento generalizado en el promedio de años de estudio del jefe y de los miembros ocupados del hogar (CEPAL, 1997). Por lo tanto, no es conveniente confiar plenamente en los progresos que muestran los resultados obtenidos para las cohortes más recientes, ya que es factible que dichos coeficientes sobreestimen los avances en materia de movilidad relativa y que, por el contrario, sean el resultado de un aumento generalizado de los niveles de educación de todos los individuos.¹¹

El efecto de la diferencia entre la educación del padre y de la madre, aunque no es muy diciente, tiende a ser más negativo para las cohortes femeninas que para las masculinas. Este resultado, sugiere que la transmisión de la educación del padre es mayor hacia los hijos y que, en cambio, la de la madre es mayor hacia las hijas. Esto concuerda, en cierta medida, con trabajos, que

⁹ Dado que este trabajo involucra de manera persistente los conceptos de movilidad social y distribución del ingreso, vale la pena aclarar que si bien estas dos nociones se encuentran estrechamente relacionadas, no son las mismas. Cada una hace referencia a discusiones diferentes y pueden tener implicaciones de política muy distantes. La investigación de Checchi, Ichino y Rustichini (1999) abarca los dos temas e ilustra su singularidad, al encontrar que la sociedad italiana es más igualitaria que la estadounidense, aunque sus niveles de movilidad social son sustancialmente menores.

¹⁰ De hecho, aunque el ejercicio realizado no es el mismo, la medida de movilidad obtenida por Gaviria (0.8) es muy cercana la encontrada aquí. De acuerdo con Gaviria (2002), los logros escolares de las generaciones actuales pueden explicarse, aproximadamente en un 70%, por los logros escolares de las generaciones precedentes.

¹¹ Tenjo (2004) define los logros educativos de padres e hijos de manera relativa, es decir, con respecto al promedio de cada cohorte y, de esta manera, elimina el efecto de un incremento en la escolaridad de toda la población.

encuentran que la influencia de padre y madre sobre la educación de los hijos es simétrica o mayor para la madre (Tenjo, 2004).¹²

En resumen, ni la migración ni el entrenamiento pueden explicarse con base en las variables heredadas, y sólo la educación depende de las características del individuo al nacer; se destaca el efecto negativo del origen rural y de las demás regiones en comparación con Bogotá, así como el efecto positivo y consistente de la educación promedio de los padres.

3.3 El efecto parcial

Una vez estimadas las ecuaciones de ingreso y de cada una de las variables de esfuerzo, se completa la información necesaria para emplear la técnica micro-econométrica expuesta. De especial importancia resultan los coeficientes de MCO de cada una de las regresiones, así como sus respectivos errores. Estos dos grupos de valores, junto con las medias correspondientes a cada una de las variables heredadas y las series originales de las variables de esfuerzo, constituyen la totalidad de los datos requeridos para hacer las operaciones estipuladas en las simulaciones.

En primer lugar, se toma la ecuación (6) como base, y se calcula un nuevo nivel de ingreso para cada individuo. Para esto se igualan las variables heredadas a sus respectivas medias y se reemplazan los coeficientes de cada una de las variables por sus estimadores de MCO. Asimismo, se toman la constante y los errores obtenidos en la regresión y se emplean en el cálculo de la simulación. La ecuación resultante es análoga a la ecuación (4).

$$(8) \quad \ln(\tilde{w}_i) = \hat{\alpha}_0 + \bar{z} \hat{\alpha}_z + \bar{r} \hat{\alpha}_r + \bar{m}\bar{p}s \hat{\alpha}_m + \bar{d}\bar{i}\bar{f}\bar{e}\bar{s}\bar{c} \hat{\alpha}_d + \bar{b}\bar{o}\bar{r}\bar{u}\bar{r}\bar{a}\bar{l} \hat{\alpha}_b + \text{educa}_i \hat{\beta}_e \\ + s2_i \hat{\beta}_s + \text{migr}_i \hat{\beta}_m + \text{train}_i \hat{\beta}_t + \text{err}\hat{o}\hat{r}w_i$$

Donde :

$\tilde{w}$: ingresos hipotéticos

$\bar{z}$: medias de las variables heredadas

$\hat{\alpha}$: estimadores de MCO

La diferencia entre el nivel de desigualdad original y el que se obtiene con esta nueva distribución del ingreso corresponde al efecto parcial de las variables heredadas. Los resultados muestran una disminución de alrededor de 6% en el coeficiente Gini de los hombres, y de tan solo 1% en el de las mujeres. Las disminuciones correspondientes en el coeficiente Theil son, aproximadamente, de 13% y 3%.

3.4 El efecto total

Para calcular el efecto total de las variables heredadas, es necesario estimar un nuevo nivel de ingreso con base en una formulación equivalente a la ecuación (5). A diferencia del proceso seguido para la simulación anterior, ahora es necesario tener en cuenta los coeficientes y los errores de la ecuación de ingreso, así como los de las ecuaciones de cada una de las variables de esfuerzo. Para este caso particular, sólo la ecuación de educación es relevante, ya que las oportunidades no parecen tener un efecto directo sobre la migración o el entrenamiento.

¹² El resultado encontrado para Brasil es similar en este aspecto. Indica que la transmisión de la educación de la madre es mayor que la del padre y que este efecto es aún más contundente para el caso de las niñas.

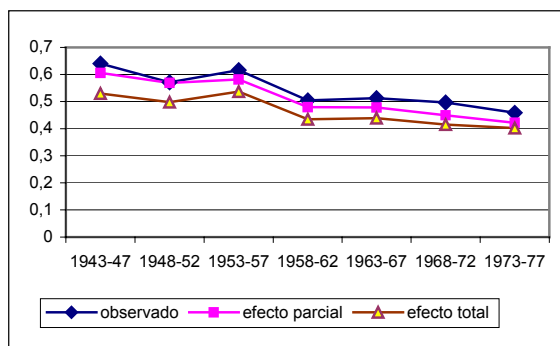
$$\begin{aligned}
 (9) \quad \ln(\tilde{w}_i) = & \hat{\alpha}_0 + \bar{z} \hat{\alpha}_z + \bar{r} \hat{\alpha}_r + \bar{m}\bar{p}s \hat{\alpha}_m + \bar{d}\bar{i}\bar{f}\bar{e}\bar{s}\bar{c} \hat{\alpha}_d + \bar{b}\bar{o}\bar{r}\bar{u}\bar{r}\bar{a}\bar{l} \hat{\alpha}_b \\
 & + (\hat{b}_0 + \bar{z} \hat{b}_z + \bar{r} \hat{b}_r + \bar{m}\bar{p}\bar{s} \hat{b}_m + \bar{d}\bar{i}\bar{f}\bar{e}\bar{s}\bar{c} \hat{b}_d + \bar{b}\bar{o}\bar{r}\bar{u}\bar{r}\bar{a}\bar{l} \hat{b}_b + \bar{e}\bar{r}\bar{r}\bar{o}\bar{e}\bar{d}\bar{u}) \hat{\beta}_e \\
 & + (\hat{b}_0 + \bar{z} \hat{b}_z + \bar{r} \hat{b}_r + \bar{m}\bar{p}\bar{s} \hat{b}_m + \bar{d}\bar{i}\bar{f}\bar{e}\bar{s}\bar{c} \hat{b}_d + \bar{b}\bar{o}\bar{r}\bar{u}\bar{r}\bar{a}\bar{l} \hat{b}_b + \bar{e}\bar{r}\bar{r}\bar{o}\bar{e}\bar{d}\bar{u})^2 \hat{\beta}_s \\
 & + \bar{m}\bar{i}\bar{g}\bar{r}\bar{a}_i \hat{\beta}_m + \bar{t}\bar{r}\bar{a}\bar{i}\bar{n}_i \hat{\beta}_t + \bar{e}\bar{r}\bar{r}\bar{o}\bar{r} \bar{w}_i
 \end{aligned}$$

La diferencia resultante entre este nivel de desigualdad hipotético y el nivel observado, responde al efecto total de las variables heredadas, ya sea directamente o a través de las variables de esfuerzo. Los resultados muestran una disminución aproximada de 15% y 8% en el coeficiente Gini de hombres y mujeres, respectivamente, es decir, más del doble de lo observado en el efecto parcial, especialmente en las cohortes femeninas (gráficas 1a y 1b). El canal indirecto, por consiguiente, es tanto o más relevante que el directo, y su magnitud es significativa. De hecho, para las mujeres constituye prácticamente la totalidad del efecto. Este resultado se confirma con el efecto sobre el coeficiente Theil (gráficas 1c y 1d). La reducción total alcanza 31% en los hombres y 18.5% en las mujeres.

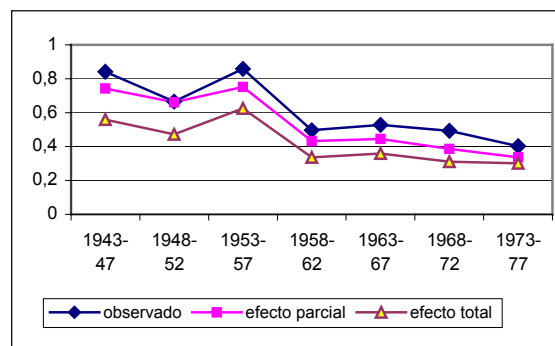
Gráficas 1

EFECTOS PARCIAL Y TOTAL CON IGUALDAD DE VARIABLES HEREDADAS

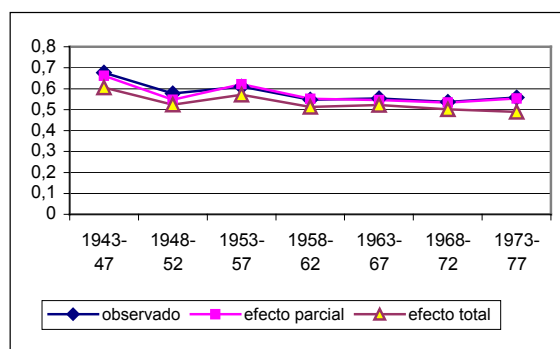
1a. Coeficiente Gini – Hombres



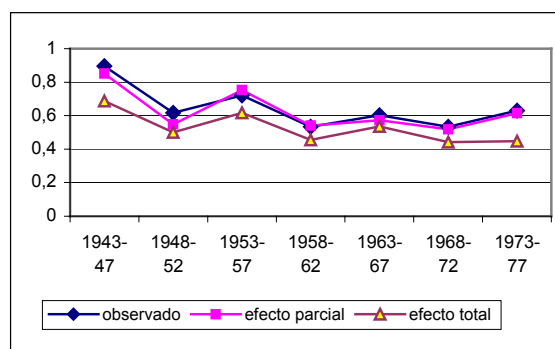
1b. Coeficiente Theil – Hombres



1c. Coeficiente Gini - Mujeres



1d. Coeficiente Theil - Mujeres



Fuente: Cálculos propios.

3.5 El efecto total de cada una de las variables heredadas

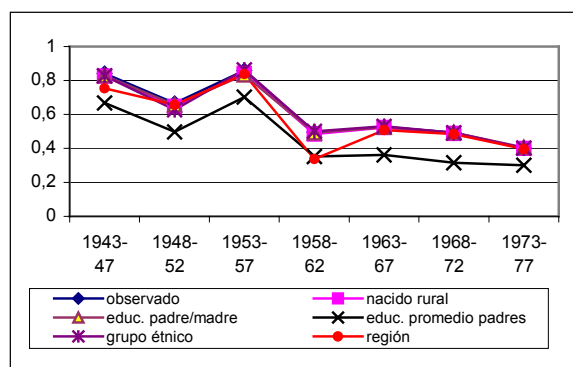
Al replicar el ejercicio anterior, igualando por separado cada una de las variables heredadas a sus respectivas medias, se destaca el efecto de la educación promedio de los padres (gráficas 2), que sin duda, y con una diferencia considerable, es la variable que más influye en el nivel de desigualdad en la distribución del ingreso. La disminución en el coeficiente Gini, que se puede atribuir a esta variable, corresponde a más de 12% en los hombres y a más de 8% en las mujeres. De forma similar, la reducción observada en el coeficiente Theil es en promedio de 26.5% y 19.5% para hombres y mujeres, respectivamente. Estos valores corresponden aproximadamente al 86% de la disminución total en los coeficientes de los hombres, y a casi el 100% de la disminución total en los coeficientes de las mujeres.

En contraste, el papel de las demás variables heredadas es marginal; ninguna tiene un efecto realmente valioso en el momento de reducir los niveles de desigualdad prevalecientes, en especial cuando éstos se miden a través del coeficiente Gini. En el caso de las mujeres, por ejemplo, donde el siguiente mayor efecto corresponde a la región de origen, su magnitud no alcanza ni siquiera 1%.

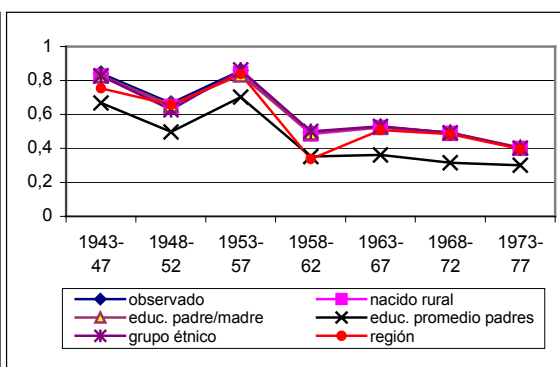
Gráficas 2

EFFECTO TOTAL CON IGUALDAD EN CADA VARIABLE HEREDADA

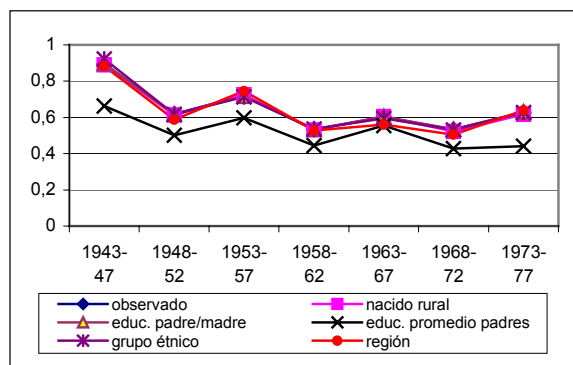
2a. Coeficiente Gini – Hombres



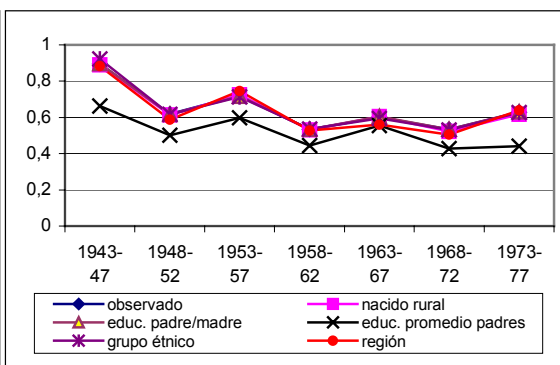
2c. Coeficiente Theil – Hombres



2b. Coeficiente Gini - Mujeres



2d. Coeficiente Theil - Mujeres



Fuente: Cálculos propios.

3.6 Si la educación se elevara a la media de cada cohorte

Teniendo en cuenta estos resultados, se puede calcular hasta qué punto una política educativa podría reducir los niveles de desigualdad observados. Por ejemplo, qué pasaría en la desigualdad de las generaciones futuras si se implementa un programa que consigue elevar los años de escolaridad de los individuos, particularmente de los más pobres, por lo menos al promedio observado para cada cohorte.¹³ Este cálculo se realiza igualando los años de educación promedio de aquellos padres con niveles de escolaridad menores a la media de su cohorte.

Los resultados obtenidos indican que la disminución que se alcanzaría en los coeficientes Gini y Theil oscilaría alrededor de 3% y 8% en el caso de los hombres, y de 2% y 5% en el de las mujeres. El cambio alcanzado es evidentemente mucho menor al obtenido anteriormente.

3.7 Análisis paramétrico de rangos

Es bastante alta la precisión de los resultados encontrados, medida a través de los rangos de confiabilidad calculados (con base en el procedimiento desarrollado en el anexo 1). En este caso, la incertidumbre que genera la endogeneidad de los esfuerzos puede disiparse, por lo menos en gran parte. En general, la distancia que hay entre los rangos extremos de la desigualdad simulada es bastante reducida, tanto en hombres como en mujeres. Por lo tanto, hay poca ambigüedad sobre la relevancia que tienen las variables heredadas sobre el desempeño económico de los individuos y sobre la distribución de los ingresos en la sociedad. Así las cosas, puede afirmarse que los niveles simulados son confiables.

Los rangos estimados presentan un patrón interesante, que consiste en que la brecha observada entre el rango correspondiente al sesgo máximo y el rango correspondiente al sesgo mínimo, es mayor en el caso del efecto parcial que en el caso del efecto total. Es decir, para cada cohorte, femenina o masculina, los niveles extremos de los coeficientes Gini y Theil, se encuentran más separados cuando se simula el efecto parcial que cuando se simula el efecto total.¹⁴

Esta tendencia no sorprende, si se tiene en cuenta que la simulación del efecto total es análoga a una forma reducida en la que los ingresos solamente son función de las variables heredadas. Un ejercicio como este no debería estar sesgado en principio, ya que puede asumirse que los vectores de variables, observadas y no observadas, son independientes entre sí. En cambio, la simulación del efecto parcial se relaciona con un modelo en el que los ingresos dependen de las variables heredadas, así como de aquellas de esfuerzo propio. En este caso la endogeneidad de los esfuerzos sí puede sesgar fuertemente los coeficientes estimados.

La interpretación de la diferencia mencionada entre las brechas de los rangos extremos de los efectos, parcial y total, corresponde al hecho de que la impresión que prevalece, aunque bastante reducida, se relaciona más con la forma en que las variables heredadas afectan la distribución del ingreso. O sea, no hay ambigüedad en cuanto al resultado que confirma que la desigualdad en las variables heredadas definitivamente acentúa la desigualdad en la distribución del ingreso. Pero, para distinguir la magnitud de los efectos, directo e indirecto, es necesario incurrir en una imprecisión levemente superior.

¹³ Dado que no es posible ni tiene sentido reducir la educación a aquellos que se encuentran por encima de la media.

¹⁴ Esto coincide con lo reportado en el caso de Brasil.

En resumen, el análisis paramétrico de rangos corrobora la relevancia que tienen las variables heredadas sobre el desempeño económico de los individuos. Las brechas observadas entre los rangos correspondientes a los sesgos máximo y mínimo, para ambos efectos, se relacionan con la forma en que las variables heredadas afectan la distribución del ingreso, y no con el efecto mínimo.

4. El ingreso per cápita del hogar

Hasta el momento, la metodología y el ejercicio desarrollados se han concentrado en determinar el efecto que tiene la desigualdad de oportunidades sobre la desigualdad de resultados, tomando como medida de esta última la distribución del ingreso laboral de los individuos. Si bien es cierto que dicho ingreso contribuye de manera importante al desempeño económico de los hogares, no es el único canal por medio del cual las oportunidades afectan su nivel de bienestar. Por lo tanto, el modelo es limitado en su capacidad de medir un efecto compuesto.

La influencia de diversos componentes sobre la distribución del ingreso se encuentra bien documentada en CEPAL (1997), donde se muestra que los campos ocupacional, demográfico y patrimonial tienen efectos relevantes sobre la distribución del ingreso en países latinoamericanos y que, por consiguiente, características socioeconómicas de este tipo distancian de manera notable a los hogares de los quintiles altos y bajos de la población. Teniendo en cuenta esta evidencia, vale la pena calcular la desigualdad de resultados en la que se dé cabida al papel de los mecanismos de transmisión diferentes al ingreso laboral.

El ingreso per cápita del hogar constituye una alternativa pertinente; depende tanto de los ingresos laborales de los miembros del hogar, como de una multiplicidad de factores, entre los que se encuentran, por ejemplo, las decisiones de participación en el mercado de trabajo, el tamaño del hogar y los ingresos no laborales. Por lo

tanto, se puede replicar el modelo anterior, empleando el ingreso per cápita como nueva medida para el cálculo de la desigualdad de resultados. De esta manera, se admite que las oportunidades enfrentadas por los miembros del hogar también tienen efectos directos sobre su composición y características socioeconómicas.

Tres modelos diferentes permiten cuantificar y distinguir el efecto de los canales mencionados.¹⁵ Su especificación obedece a la posibilidad de identificar de manera independiente el papel de los diversos mecanismos. Cada modelo tiene como objetivo medir el efecto total (directo e indirecto) de las variables heredadas sobre el ingreso per cápita del hogar, que se transmite a través de uno o varios canales determinados.

Cada uno de estos tres modelos se estima por grupos separados de acuerdo con la cohorte del jefe del hogar. De esta manera se puede analizar la evolución de la forma en la que opera la desigualdad de oportunidades en el tiempo.

4.1 Impacto del canal ocupacional (Modelo 1)

El primer modelo toma como punto de partida los resultados obtenidos para los ingresos laborales de los individuos activos (sección 3.4). Empleando los ingresos simulados al igualar las variables heredadas a sus medias correspondientes, se calcula un nuevo ingreso per cápita que tiene en cuenta a todos los miembros del hogar, independientemente de que sean económicamente activos o inactivos. De esta forma, mide el efecto de las variables heredadas sobre el bienestar de los hogares, que se transmite a través de los ingresos laborales.

La diferencia entre este modelo y el ejercicio anterior radica en que la unidad de análisis no es el individuo sino el hogar completo. El nivel de bienestar de una persona ahora depende tanto de su salario como de las características de su unidad familiar. Por lo tanto, aunque se igualen las variables heredadas para simular el ingreso laboral, éstas siguen activas dentro del desempeño económico del conjunto del hogar. Por esta razón, se puede prever un efecto proporcionalmente menor sobre el bienestar. Sin embargo, es difícil comprobarlo porque no se pueden comparar directamente los efectos obtenidos; básicamente porque el primer caso se encuentra discriminado por género y el segundo no.

Para este modelo se toman los ingresos laborales simulados con base en la ecuación (9) y se emplean para calcular un primer ingreso per cápita junto con las series originales del ingreso no laboral y del tamaño del hogar. Este nivel de bienestar simulado se utiliza posteriormente para estimar la equidad en la distribución, medida a través de los coeficientes Gini y Theil.

Los resultados obtenidos revelan una disminución de los coeficientes Gini y Theil, de alrededor de 9.5% y 23%, respectivamente (gráficas 3), que concuerdan con las predicciones planteadas con respecto a los resultados obtenidos para el ingreso laboral. Dado que el ingreso per cápita del hogar incluye ingresos laborales de sus miembros hombres y mujeres, no sorprende que este resultado se ubique entre los efectos individuales de los dos sexos. Sin embargo, en promedio, el efecto es levemente menor en esta nueva estimación, lo que confirma que las variables heredadas permanecen activas a través de otros canales igualmente capaces de determinar la distribución del ingreso.

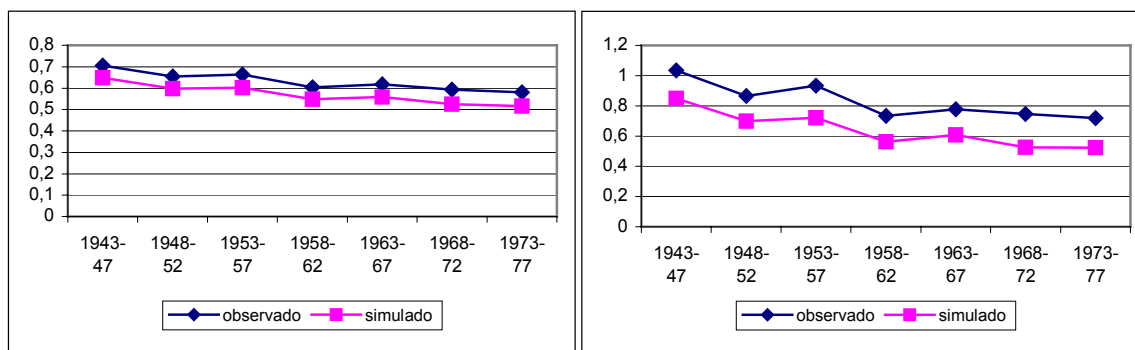
¹⁵ En el anexo 4 se detallan, uno a uno, los pasos que siguen los tres modelos.

Gráficas 3

CAMBIOS EN LA DISTRIBUCIÓN DEL INGRESO PER CÁPITA, POR COHORTES

3a. Coeficiente Gini en el hogar

3b. Coeficiente Theil en el hogar



Fuente: Cálculos propios.

4.2 Impacto del canal demográfico (Modelo 2)

El segundo modelo, a diferencia del primero, involucra otro canal de transmisión además del ingreso laboral, a saber: el tamaño del hogar. Como lo evidencia CEPAL (1997), por lo general, en los deciles de más bajos ingresos se encuentran los hogares más numerosos y con una mayor proporción de miembros menores de edad. Esta tendencia, sin duda, tiene repercusiones relevantes en el nivel de bienestar de la familia y, por consiguiente, resulta de especial interés.

Con el fin de cuantificar este efecto, se simula el número de miembros del hogar a través de un multinomial *logit* de la siguiente forma.

$$(10) \quad \Pr \{n_{m(i)} = k\} = \frac{e^{Z_{hm(i)} \gamma_k}}{\sum_p e^{Z_{hm(i)} \gamma_p}}$$

Donde :

Z : variables heredadas y de esfuerzo propio del jefe y el cónyuge del hogar (h = j, c)

n : tamaño del hogar

k : 2, 3, ..., 7

Con la estimación de la anterior forma funcional, se establece el nuevo tamaño del hogar, mediante el cálculo de la utilidad obtenida por los individuos bajo cada estado posible. Nuevamente se toman las medias de las variables heredadas y las series originales de las variables de esfuerzo propio, esta vez del jefe y del cónyuge del hogar.

$$(11) \quad k = \text{Arg max}(U_{m(i)} = \bar{C}_{hm(i)} \hat{\gamma}_c + E_{hm(i)} \hat{\gamma}_E + u_{m(i)})$$

Donde :

 γ : vector de coeficientes estimados

u : término residual

La dificultad principal en el cálculo de estas utilidades se relaciona con el término residual de la ecuación, y radica en que existe una elevada probabilidad de que el estado simulado para un individuo sea diferente de su estado observado. Cuando esto ocurre, es necesario generar el error correspondiente al nuevo estado, ya que sólo se dispone del error del estado actual. Es decir, para calcular la utilidad específica de cada estado hay que tener su error correspondiente, pero como sólo existe el del estado real, es preciso crear los demás. Por esta razón, es necesario calcular, en primer lugar, el residuo correspondiente al estado observado.

$$(12) \quad u_k = -Ln(-P_k Ln(Uniform))$$

Donde :

u_k : término residual del estado observado

P_k : probabilidad del estado observado

uniform : distribución uniforme (0,1)

Con base en dicho resultado, se calculan los residuos de todos los demás estados, empleando la siguiente ecuación:

$$(13) \quad u_i = -Ln\left(\frac{P_i}{P_k} e^{-u_k} - Ln(Uniform)\right)$$

Donde :

u_i : término residual de los estados simulados ($i \neq k$)

P_i : probabilidad de los estados simulados

Los errores generados completan la información necesaria para determinar cuántos miembros conforman cada hogar bajo este nuevo escenario. De esta manera, al permitir que el tamaño del hogar dependa de las características heredadas de los dos esposos, el modelo admite un efecto de las oportunidades sobre la composición de la unidad familiar y, por lo tanto, sobre el bienestar de los individuos que la conforman.

Como se observa, este modelo anula el efecto de las variables heredadas sobre dos de los factores determinantes del ingreso per cápita del hogar: los ingresos laborales de los individuos activos y el tamaño del hogar excluyen la influencia de variables heredadas desiguales. Por lo tanto, se espera un efecto positivo mayor sobre la equidad en la distribución.

Como se expuso, este modelo admite la influencia de las variables heredadas del jefe y del cónyuge sobre el tamaño del hogar. El multinomial estimado en (10) permite determinar el estado (tamaño del hogar) en el que los individuos obtienen una mayor utilidad, es decir, el número de miembros que eligen, dadas ciertas características de sus integrantes principales.

El modelo se estima solamente para seis estados, agrupando la posibilidad de que un hogar esté conformado por siete o más individuos. La utilidad simulada para cada estado, con base en la ecuación (11), tiene la siguiente forma.

$$\begin{aligned}
 (14) \quad U_{m(i)k} = & \hat{\gamma}_{0_k} + \bar{z} \hat{\gamma}_{zj_k} + \bar{r} \hat{\gamma}_{rj_k} + \bar{m} \hat{\gamma}_{mjk} + \bar{di} \hat{\gamma}_{fesc} + \bar{bor} \hat{\gamma}_{bj_k} \\
 & + \bar{educa} \hat{\gamma}_{ej_k} + \bar{s2} \hat{\gamma}_{sj_k} + \bar{migra} \hat{\gamma}_{mj_k} + \bar{train} \hat{\gamma}_{tj_k} \\
 & + \bar{z} \hat{\gamma}_{zc_k} + \bar{r} \hat{\gamma}_{rc_k} + \bar{m} \hat{\gamma}_{mc_k} + \bar{di} \hat{\gamma}_{dec_k} + \bar{bor} \hat{\gamma}_{bc_k} \\
 & + \bar{educa} \hat{\gamma}_{ec_k} + \bar{s2} \hat{\gamma}_{sc_k} + \bar{migra} \hat{\gamma}_{mc_k} + \bar{train} \hat{\gamma}_{tc_k} \\
 & + u_{m(i)}
 \end{aligned}$$

Donde :

$\hat{\gamma}$: estimadores del multinomial logit

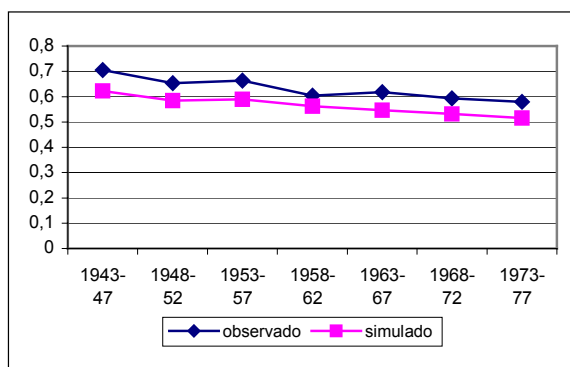
Una vez calculadas las seis utilidades de cada hogar, se escoge la mayor entre ellas, y se determina el tamaño del hogar simulado, con el cual se calcula un nuevo ingreso per cápita y una nueva medida de desigualdad.

La reducción de la desigualdad en la distribución del ingreso per cápita del hogar, que resulta de la estimación de este modelo, puede atribuirse a los cambios en la composición de la unidad familiar. En este caso, la disminución de los coeficientes Gini y Theil oscila alrededor de 10.5% y 25%, superando, más o menos, en uno y dos puntos porcentuales el resultado obtenido en el modelo anterior (gráficas 4). Aunque la reducción total observada es relativamente estable para las diferentes cohortes, la proporción del efecto que puede atribuirse exclusivamente a la simulación del tamaño del hogar (comparando los modelos 1 y 2) decrece para las cohortes más jóvenes. Este resultado contrasta con lo encontrado para el caso de Brasil en el que ocurre lo contrario. Lo que puede estar ocurriendo en el caso colombiano es que las variables heredadas están afectando en una proporción cada vez menor el tamaño de los hogares. Entonces, a pesar de que el tamaño del hogar sigue siendo un determinante importante de su ingreso per cápita, depende cada vez menos de las características heredadas y se relaciona más con el esfuerzo propio de cada individuo.

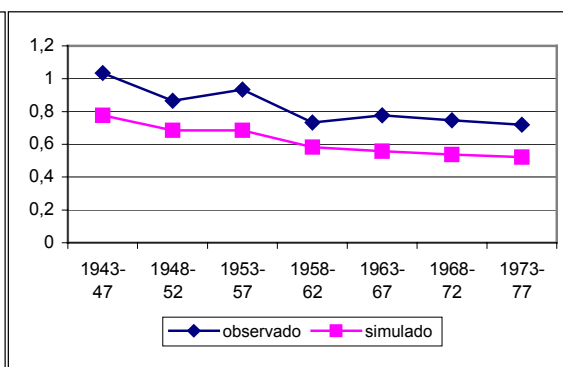
Gráficas 4

CAMBIOS EN LA DISTRIBUCIÓN DEL INGRESO PER CÁPITA POR CAMBIOS EN EL TAMAÑO DEL HOGAR, POR COHORTES

4a. Coeficiente Gini en el hogar



4b. Coeficiente Theil en el hogar



Fuente: Cálculos propios.

4.3 Impacto múltiple (Modelo 3)

El tercer modelo involucra todos los canales por medio de los cuales las oportunidades de los individuos pueden afectar el bienestar de los hogares. Entre los nuevos mecanismos, se destaca el papel de los aspectos ocupacionales de los diferentes tipos de hogar. Según CEPAL (1997), el promedio de ocupados en cada hogar es bastante menor en los deciles más bajos de la distribución, lo que reduce la capacidad de generar ingresos de las familias más pobres.

Resulta pertinente, entonces, realizar las siguientes simulaciones. Se plantea un modelo que consiste en una forma reducida, en la que el ingreso per cápita del hogar depende de las variables heredadas y de esfuerzo propio, tanto del jefe como del cónyuge.

$$(15) \quad \ln(y_{m(i)}) = C_{jm(i)}\alpha_j + E_{jm(i)}\beta_j + C_{cm(i)}\alpha_c + E_{cm(i)}\beta_s + \varepsilon_i$$

Donde :

$y_{m(i)}$: ingreso per cápita

C_j : variables heredadas del jefe de hogar

C_c : variables heredadas del cónyuge

E_j : variables de esfuerzo del jefe de hogar

E_c : variables de esfuerzo del cónyuge

α, β : vectores de coeficientes

ε : término residual

En este modelo se realiza un procedimiento análogo al empleado en la primera parte del trabajo, en el que la medida de desigualdad de resultados es el ingreso laboral (sección 2). En primer lugar, se estiman las ecuaciones de ingreso y educación, y luego se toman la constante, los coeficientes y los errores obtenidos y se simula un nuevo ingreso per cápita. Dicha simulación, como se ha mencionado, tiene el objetivo de cuantificar el efecto de las variables heredadas de los dos cónyuges sobre el bienestar del hogar. Así, se admite que dicho efecto actúe a través de múltiples canales de transmisión que, a su vez, operan de manera directa sobre el ingreso per cápita, o de manera indirecta por medio de las variables de esfuerzo propio (educación).

Si bien este último modelo permite dar cabida a la influencia de múltiples mecanismos sobre el bienestar del hogar, su limitación radica en que no permite diferenciar el efecto de cada uno de ellos. Es decir, aunque reconoce la existencia de canales alternativos al ingreso laboral, su estimación sólo arroja el efecto total que resulta de la interacción de todos los mecanismos, pero su papel no se puede distinguir independientemente. Esta limitante exige el desarrollo de los dos modelos anteriores. Su comparación es una alternativa viable para identificar la relevancia del papel de los diversos canales.

Para cuantificar el efecto de otros canales de transmisión, además del ingreso laboral y el tamaño del hogar, en el marco de este modelo, se desarrolla el procedimiento equivalente al llevado a cabo en la sección 2 para los ingresos laborales. Para comenzar, se estima la siguiente regresión,

que corresponde a la forma reducida expresada en (15), en la que el ingreso per cápita del hogar depende de las variables heredadas y de esfuerzo propio de su jefe y cónyuge.

$$\begin{aligned}
 (16) \quad Ln(y_{m(i)}) = & \alpha_0 + z_j \alpha_{zj} + r_j \alpha_{rj} + mps_j \alpha_{mj} + difesc_j \alpha_{dj} + borural_j \alpha_{bj} \\
 & + educa_j \beta_{ej} + s2_j \beta_{sj} + migra_j \beta_{mj} + train_j \beta_{tj} \\
 & + z_c \alpha_{zc} + r_c \alpha_{rc} + mps_c \alpha_{mc} + difesc_c \alpha_{dc} + borural_c \alpha_{bc} \\
 & + educa_c \beta_{ec} + s2_c \beta_{sc} + migra_c \beta_{mc} + train_c \beta_{tc} \\
 & + error_y
 \end{aligned}$$

La siguiente simulación permite cuantificar el efecto total de las variables heredadas sobre el nivel de ingreso per cápita. Para tal fin, reemplaza las series originales de dichas variables, tanto para el jefe como para el cónyuge, por sus respectivas medias, y emplea la constante, el error y los coeficientes obtenidos en la regresión anterior, para el cálculo del nuevo ingreso per cápita del hogar. Como esta simulación pretende incluir el efecto indirecto, incorpora también las ecuaciones de educación y de educación al cuadrado, del jefe y del cónyuge del hogar, en función de sus variables heredadas.

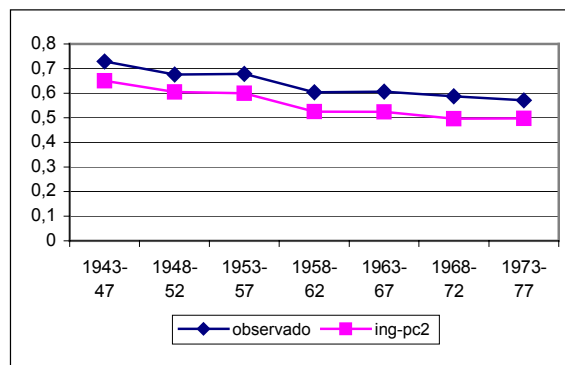
$$\begin{aligned}
 (17) \quad Ln(\tilde{y}_{m(i)}) = & \hat{\alpha}_0 + \bar{z}_j \hat{\alpha}_{zj} + \bar{r}_j \hat{\alpha}_{rj} + \bar{mps}_j \hat{\alpha}_{mj} + \bar{difesc}_j \hat{\alpha}_{dj} + \bar{borural}_j \hat{\alpha}_{bj} \\
 & + (\hat{b}_{0j} + \bar{z}_j \hat{b}_{zj} + \bar{r}_j \hat{b}_{rj} + \bar{mps}_j \hat{b}_{mj} + \bar{difesc}_j \hat{b}_{dj} + \bar{borural}_j \hat{b}_{bj} + \hat{erro\hat{e}du}_j) \hat{\beta}_{ej} \\
 & + (\hat{b}_{0j} + \bar{z}_j \hat{b}_{zj} + \bar{r}_j \hat{b}_{rj} + \bar{mps}_j \hat{b}_{mj} + \bar{difesc}_j \hat{b}_{dj} + \bar{borural}_j \hat{b}_{bj} + \hat{erro\hat{e}du}_j)^2 \hat{\beta}_{sj} \\
 & + \bar{migra}_j \hat{\beta}_{mj} + \bar{train}_j \hat{\beta}_{tj} \\
 & + \bar{z}_c \hat{\alpha}_{zc} + \bar{r}_c \hat{\alpha}_{rc} + \bar{mps}_c \hat{\alpha}_{mc} + \bar{difesc}_c \hat{\alpha}_{dc} + \bar{borural}_c \hat{\alpha}_{bc} \\
 & + (\hat{b}_{0c} + \bar{z}_c \hat{b}_{zc} + \bar{r}_c \hat{b}_{rc} + \bar{mps}_c \hat{b}_{mc} + \bar{difesc}_c \hat{b}_{dc} + \bar{borural}_c \hat{b}_{bc} + \hat{erro\hat{e}du}_c) \hat{\beta}_{ec} \\
 & + (\hat{b}_{0c} + \bar{z}_c \hat{b}_{zc} + \bar{r}_c \hat{b}_{rc} + \bar{mps}_c \hat{b}_{mc} + \bar{difesc}_c \hat{b}_{dc} + \bar{borural}_c \hat{b}_{bc} + \hat{erro\hat{e}du}_c)^2 \hat{\beta}_{sc} \\
 & + \bar{migra}_c \hat{\beta}_{mc} + \bar{train}_c \hat{\beta}_{tc} + \hat{err\hat{o}ry}
 \end{aligned}$$

Como era de esperarse, la disminución observada en los coeficientes Gini y Theil supera las obtenidas en el primero y en el segundo modelo (gráficas 5). En efecto, para el coeficiente Gini, oscila alrededor de 12.5%, y para el coeficiente Theil alrededor de 28%. Es decir, aproximadamente dos puntos porcentuales por encima de la estimación anterior. Dicha diferencia corresponde, entonces, a los canales de transmisión diferentes al ingreso laboral y la composición del hogar. Como se advierte, el efecto de estos mecanismos alternativos es bastante relevante y, por lo tanto, debe ser tenido en cuenta por políticas que buscan menores niveles de desigualdad.

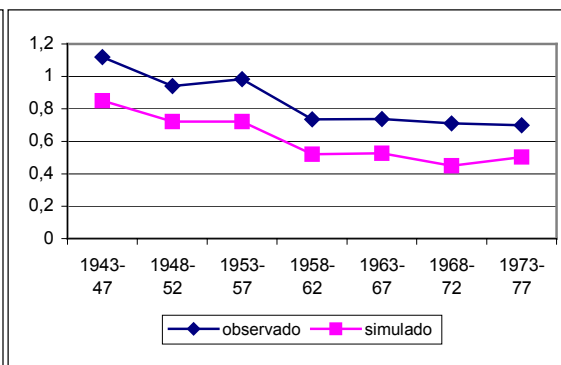
Gráficas 5

CAMBIOS EN LA DISTRIBUCIÓN DEL INGRESO PER CÁPITA POR CANALES MÚLTIPLES, POR COHORTES

5a. Coeficiente Gini en el hogar



5b. Coeficiente Theil en el hogar



Fuente: Cálculos propios.

4.4 Comparación de los tres modelos

Empleando los tres modelos expuestos (denotados con los superíndices I, II y III respectivamente), se simulan tres ingresos per cápita para cada hogar.

$$(18) \quad y^* = \frac{\sum_{i \in m} (w_lab_i^I + w_nlab_i)}{n}$$

$$y^{**} = \frac{\sum_{i \in m} (w_lab_i^I + w_nlab_i)}{n^{II}}$$

$$y^{***} = y^{III}$$

Donde :

w_lab : ingreso laboral

w_nlab : ingreso no laboral

La comparación entre los niveles de bienestar obtenidos en cada uno de los modelos, arroja luces acerca de la manera como la desigualdad de oportunidades influye en los hogares. Así, mientras que la diferencia entre y^* y y^{**} puede interpretarse como el efecto de las variables heredadas, que se transmite vía el tamaño del hogar, la diferencia entre y^* y y^{***} corresponde al efecto simultáneo de las decisiones de participación en el mercado laboral, la fertilidad, los ingresos no laborales y, sobre todo, la unión en pareja.

Los resultados arrojados por los tres modelos muestran el efecto que las variables heredadas tienen sobre el bienestar de los hogares por la vía de los ingresos per cápita, el tamaño del hogar y la combinación de múltiples canales. Estos resultados permiten establecer que las reducciones

observadas en la desigualdad aumentan a medida que se incorporan más canales de transmisión, como la participación en el mercado laboral y los ingresos no laborales, entre otras.

4.5 Comparación con Brasil

La disminución observada en las desigualdades (coeficientes Gini y Theil) en el caso de Brasil es siempre superior a la encontrada para Colombia; esta diferencia es mayor en los modelos de ingreso per cápita (Cuadro 6). En el caso de Brasil, aparece que las variables heredadas aún afectan el tamaño de los hogares, mientras que en Colombia esta variable parece perder relevancia.

Cuadro 6
COMPARACIÓN DE LOS RESULTADOS OBTENIDOS
(Porcentajes)

INGRESOS LABORALES*								
	Coeficiente Gini				Coeficiente Theil			
	efecto parcial		efecto total		efecto parcial		efecto total	
	hombres	mujeres	hombres	mujeres	hombres	mujeres	hombres	mujeres
Colombia	6	1	15	8	13	3	31	19
Brasil**	4	4	13	12	15	16	22	23

INGRESOS PER CÁPITA DEL HOGAR*						
	Coeficiente Gini			Coeficiente Theil		
	modelo 1	modelo 2	modelo 3	modelo 1	modelo 2	modelo 3
Colombia	10	11	13	23	25	28
Brasil**	14	20	23	28	39	56

Fuente: Cálculos propios y Bourguignon, Ferreira y Menéndez (2003).

* Reducción promedio de las cohortes.

** Resultados reportados en Bourguignon, Ferreira y Menéndez (2003).

5. Conclusiones

El objetivo del estudio ha sido calcular la incidencia de las “herencias sociales” o variables heredadas, y del esfuerzo propio, en la desigualdad de los ingresos de la población colombiana. El estudio utiliza como información de análisis los datos de la Encuesta de Calidad de Vida —ECV 2003, que contiene información de tipo transversal sobre padres e hijos, es representativa de la población total, e indaga sobre variables que incluyen las características y la composición del hogar, capacitación para el trabajo y nivel de estudios. Con esta información, se calculan las medidas de desigualdad (coeficientes de Gini y Theil), con la inclusión de variables heredadas y variables propias para la población (hombres y mujeres entre 26 y 60 años).

El ejercicio comprende, en primer lugar, el cálculo del efecto que tiene la desigualdad del ingreso laboral de los individuos. En segundo lugar, se calcula el efecto que tiene la desigualdad de oportunidades sobre la desigualdad del ingreso, que toma como base el ingreso promedio de los miembros del hogar, a través de tres modelos que incluyen la influencia de diversos componentes sobre la distribución del ingreso: i) ingresos laborales de los individuos activos en el hogar, ii) el tamaño del hogar; y iii) el conjunto de canales que pueden afectar el bienestar del hogar, como la situación ocupacional y los ingresos no laborales.

El ejercicio realizado permite concluir que la desigualdad en la distribución del ingreso, laboral y per cápita, está asociado, en buena medida, a diferencias en las características heredadas por los individuos. Medidas de desigualdad como los coeficientes Gini y de Theil, revelan que, si se anularan las diferencias prevalecientes en ciertas oportunidades

al nacer, la desigualdad disminuiría sustancialmente en hombres, mujeres y hogares. De hecho, dependiendo de la multiplicidad de factores que pueden medirse de manera separada, el efecto estimado puede alcanzar reducción de la desigualdad de hasta entre 12.5% y 28%.

En primer lugar, entre las variables heredadas consideradas, el nivel educativo alcanzado por los padres juega un papel definitivo, es de lejos la característica que más afecta los ingresos y la educación de los individuos y, por consiguiente, la que mayor influencia tiene sobre la desigualdad. Se puede observar que la diferencia étnica cada vez es menos determinante de la desigualdad, lo mismo que las condiciones de residencia regional. Estas diferencias, además, no son muy estables en el tiempo, con excepción de la persistente diferencia negativa para los ingresos de hombres y mujeres que viven en las regiones Pacífica y Centro, así como para los originarios de zonas rurales. El entrenamiento reciente se revela como un factor importante en la disminución de la desigualdad.

En segundo lugar, llaman la atención algunos patrones y diferencias encontrados. Así, la magnitud de las disminuciones obtenidas producto de la igualación de las variables heredadas que, aunque varían entre cohortes, no muestran una tendencia clara a cambiar. Es decir, la desigualdad de las condiciones de origen sigue siendo un factor determinante de la distribución del ingreso en años recientes. Adicionalmente, sería aún muy elevado el nivel de desigualdad económica que prevalecería después de generar una igualdad en ciertas variables heredadas, si bien ubicaría a Colombia en el grupo de países latinoamericanos con menor coeficiente Gini.

En tercer lugar, la caída observada en los coeficientes Gini y Theil, que resulta de igualar oportunidades, es persistentemente menor para la población femenina que para la masculina. Asimismo, corresponde prácticamente en su totalidad al efecto indirecto. Por lo tanto, se puede afirmar que el desempeño económico de las mujeres se encuentra menos relacionado con su contexto familiar, y sí más con los años de educación cursados. En cambio, los ingresos de los hombres aparecen más sujetos al nivel educativo alcanzado por sus padres, cuyos efectos total y directo también son superiores. Esto resalta la importancia que alcanzan las redes sociales, que facilitan el acceso al mercado laboral de la población masculina, y la forma como se transmite la riqueza de los padres en forma especial hacia los ingresos de los hijos varones.

Otras circunstancias diversas deben acudir a la explicación de las desigualdades, porque las variables aquí contempladas como características heredadas constituyen un grupo limitado entre una amplia cantidad de factores que conforman las oportunidades de los individuos. Vale la pena destacar que, a medida que se incorporan más canales de transmisión (en el modelo de ingreso per cápita) aumentan las reducciones observadas en los indicadores de desigualdad. Así, resulta crucial la recomposición del tamaño de los hogares, que depende cada vez más de los esfuerzos propios que de las características heredadas, así como considerar la estructura del mercado laboral genera o intensifica la desigualdad existente en las variables de esfuerzo y sus respectivos retornos. Así, las condiciones económicas y culturales amplían las diferencias que prevalecen entre personas que tienen características de contexto comunes.

Así, el desafío más claro de una política redistributiva consiste en ampliar la asistencia escolar de niños y jóvenes que se desarrollan en los entornos menos favorables, que debe ir más allá de la ampliación de la cobertura, y enfocarse en diversos campos de acción. Así, los progresos en cobertura y calidad de la educación deben estar acompañados de mejoras de la composición de la unidad familiar, la independencia económica de los hogares, los ingresos alternativos al laboral, y a estabilizar sus condiciones (disminuir su vulnerabilidad) para asegurar la continuidad educativa sin comprometer el consumo futuro de los hijos.

Anexos

1. Análisis paramétrico de rangos

Las medidas de desigualdad simuladas en este estudio se construyen a partir de los estimadores de MCO de la ecuación de ingresos. Sin embargo, dicha forma reducida tiene problemas de estimación relevantes, relacionados básicamente con la endogeneidad de las variables de esfuerzo propio. Por lo tanto, es necesario estudiar los efectos de sus posibles sesgos. Para tal fin, a través del siguiente método, se calculan rangos para los coeficientes y para los niveles de desigualdad.

En primer lugar es necesario escribir el modelo en cuestión, de la forma:

$$(i) \quad Ln(w_i) = X_i\beta + u_i$$

En donde el término residual no es necesariamente independiente de todas las variables explicatorias y, por consiguiente, los estimadores de MCO pueden estar sesgados.

$$(ii) \quad E(\hat{\beta}) = \beta + B$$

Donde :

B : sesgo del estimador de MCO

Dicho sesgo puede definirse como:

$$(iii) \quad B = S^{-1}X'u$$

$$= S^{-1}(\rho_{Xu} \otimes \sigma_X)\sigma_u$$

Donde :

$$S = X'X$$

ρ_{Xu} : coeficientes de correlación entre los componentes de X y el término residual u

σ_X : error estándar de las variables de X

σ_u : error estándar de u

Para conocer el sesgo de cada estimador es preciso tener los valores correspondientes a σ_X , ρ_{Xu} y σ_u . A pesar de que, en principio sólo el valor de σ_X es conocido, un estimador insesgado de σ_u puede calcularse, para cualquier grupo de coeficientes de correlación ρ_{Xu} , con base en la siguiente expresión.

$$(iv) \quad \sigma_u^2 = \hat{\sigma}_u^2 + B'SB$$

$$= \frac{\hat{\sigma}_u^2}{1-K}$$

Donde :

$$\hat{\sigma}_u^2 : \text{varianza de los residuos de MCO}$$

$$K = (\rho_{Xu} \otimes \sigma_X)' S^{-1} (\rho_{Xu} \otimes \sigma_X)$$

Por lo tanto, sólo falta conocer los valores de ρ_{Xu} para poder solucionar el sistema de ecuaciones, encontrar el vector B y calcular estimadores insesgados de los coeficientes de MCO. Como ρ_{Xu} no se conoce, se generan 1000 valores aleatorios, con distribución uniforme entre -1 y 1 , a través de simulaciones de Montecarlo. Se restringe la muestra a los valores simulados para los cuales se cumple que la matriz de covarianza Σ es semi definida positiva.

$$\Sigma = \begin{bmatrix} X'X & X'u \\ u'X & u'u \end{bmatrix}$$

Esta restricción es necesaria, ya que este estudio asume que, en la ecuación de ingresos estimada, el término residual puede estar correlacionado con las variables de esfuerzo, mas no con las variables heredadas. Por consiguiente, algunos valores de ρ_{Xu} tienen que ser iguales a cero obligatoriamente.

El proceso que se lleva a cabo se realiza de atrás hacia adelante. En primer lugar, se simulan los 1000 vectores de coeficientes de correlación ρ_{Xu} ; posteriormente, se calculan los 1000 valores de K ; una vez que se obtienen, se encuentran también los 1000 valores de σ_u^2 . Con esto se completa la información necesaria para estimar 1000 sesgos para cada uno de los coeficientes de la ecuación, es decir, 1000 vectores B . Por último, se verifica que se cumpla la restricción de Σ .

Se toma, como sesgo de cada uno de los estimadores de MCO, el promedio de las 1000 simulaciones y, como valores extremos, el máximo y el mínimo. Para cada uno de los tres casos se calculan los niveles de desigualdad simulados y se obtienen rangos que pueden interpretarse como intervalos de confianza de los resultados obtenidos. A continuación pueden observarse los resultados obtenidos (Cuadro 7)

Cuadro 7
RANGO DE LOS COEFICIENTES DE DESIGUALDADES

Coefficiente Gini - Hombres	1943-47	1948-52	1953-57	1958-62	1963-67	1968-72	1973-77
observado	0.6401	0.5712	0.6158	0.5044	0.5129	0.4971	0.4581
efecto parcial - sesgo máximo	0.6090	0.5722	0.5830	0.4807	0.4796	0.4501	0.4226
efecto parcial - sesgo mínimo	0.6018	0.5666	0.5798	0.4782	0.4776	0.4482	0.4207
efecto parcial - sesgo medio	0.6056	0.5695	0.5814	0.4795	0.4786	0.4492	0.4216
efecto total - sesgo máximo	0.5314	0.4994	0.5386	0.4355	0.4395	0.4154	0.4030
efecto total - sesgo mínimo	0.5277	0.4952	0.5360	0.4337	0.4382	0.4141	0.4017
efecto total - sesgo medio	0.5296	0.4973	0.5373	0.4346	0.4388	0.4147	0.4023

Coefficiente Theil - Hombres	1943-47	1948-52	1953-57	1958-62	1963-67	1968-72	1973-77
observado	0.8420	0.6654	0.8579	0.4960	0.5271	0.4917	0.4021
efecto parcial - sesgo máximo	0.7524	0.6685	0.7567	0.4347	0.4468	0.3870	0.3378
efecto parcial - sesgo mínimo	0.7314	0.6543	0.7488	0.4295	0.4429	0.3833	0.3346
efecto parcial - sesgo medio	0.7422	0.6615	0.7527	0.4321	0.4448	0.3852	0.3362
efecto total - sesgo máximo	0.5631	0.4765	0.6282	0.3386	0.3593	0.3116	0.3027
efecto total - sesgo mínimo	0.5530	0.4677	0.6218	0.3354	0.3571	0.3093	0.3005
efecto total - sesgo medio	0.5582	0.4722	0.6250	0.3370	0.3582	0.3105	0.3016

Coefficiente Gini - Mujeres	1943-47	1948-52	1953-57	1958-62	1963-67	1968-72	1973-77
observado	0.6765	0.5767	0.6091	0.5470	0.5533	0.5374	0.5569
efecto parcial - sesgo máximo	0.6644	0.5489	0.6234	0.5533	0.5461	0.5347	0.5544
efecto parcial - sesgo mínimo	0.6599	0.5457	0.6211	0.5512	0.5446	0.5330	0.5526
efecto parcial - sesgo medio	0.6622	0.5473	0.6222	0.5523	0.5454	0.5338	0.5535
efecto total - sesgo máximo	0.6071	0.5251	0.5721	0.5143	0.5221	0.5017	0.4903
efecto total - sesgo mínimo	0.6045	0.5228	0.5703	0.5125	0.5209	0.5004	0.4892
efecto total - sesgo medio	0.6059	0.5240	0.5712	0.5134	0.5215	0.5011	0.4897

Coefficiente Theil - Mujeres	1943-47	1948-52	1953-57	1958-62	1963-67	1968-72	1973-77
observado	0.8960	0.6179	0.7220	0.5343	0.6020	0.5336	0.6296
efecto parcial - sesgo máximo	0.8595	0.5516	0.7566	0.5435	0.5732	0.5199	0.6177
efecto parcial - sesgo mínimo	0.8446	0.5443	0.7508	0.5390	0.5703	0.5164	0.6130
efecto parcial - sesgo medio	0.8522	0.5479	0.7537	0.5413	0.5717	0.5182	0.6154
efecto total - sesgo máximo	0.6909	0.5016	0.6182	0.4573	0.5364	0.4428	0.4488
efecto total - sesgo mínimo	0.6839	0.4970	0.6143	0.4535	0.5342	0.4404	0.4468
efecto total - sesgo medio	0.6874	0.4993	0.6162	0.4553	0.5353	0.4417	0.4478

Fuente: Cálculos propios.

2. Pasos del modelo de ingreso laboral

1. Estimar la ecuación de ingreso laboral por MCO.
 - a. Guardar los coeficientes y los errores obtenidos.
2. Simular un nuevo nivel de ingreso laboral para cada individuo.
 - a. Usar los coeficientes y los errores estimados en la ecuación de ingreso laboral.
 - b. Reemplazar las series originales de las variables heredadas por sus respectivas medias.
3. Calcular el efecto parcial de las variables heredadas sobre la distribución del ingreso laboral.
 - a. Comparar los coeficientes Gini y Theil de la distribución observada y de la distribución de esta primera simulación.
4. Estimar ecuaciones de las variables de esfuerzo propio en función de las variables heredadas.
 - a. Correr la ecuación de educación por MCO.
 - i. Analizar la capacidad explicativa del modelo.
 - ii. Guardar los coeficientes y los errores obtenidos.
 - b. Correr un modelo *logit* para la migración.
 - i. Analizar la capacidad explicativa del modelo.
 - ii. Descartar la relación.
 - c. Correr un modelo *logit* para el entrenamiento.
 - i. Analizar la capacidad explicativa del modelo.
 - ii. Descartar la relación.
5. Simular un nuevo nivel de ingreso laboral para cada individuo.
 - a. Usar los coeficientes y los errores estimados en las ecuaciones de ingreso laboral y educación.
 - b. Reemplazar las series originales de las variables heredadas por sus medias.
6. Calcular el efecto total de las variables heredadas sobre la distribución del ingreso laboral.
 - a. Comparar los coeficientes Gini y Theil de la distribución observada y de la distribución de esta segunda simulación.
7. Calcular el efecto indirecto de las variables heredadas sobre la distribución del ingreso laboral.
 - a. Comparar los coeficientes Gini y Theil de las distribuciones de la primera y segunda simulaciones.
8. Calcular el efecto independiente de cada una de las variables heredadas sobre la distribución del ingreso laboral.
 - a. Repetir todo el proceso anterior igualando cada una de las series originales de las variables heredadas a sus medias.

3. Pasos del modelo de ingreso per cápita

Modelo 1

1. Simular un nuevo nivel de ingreso per cápita para cada hogar.
 - a. Usar los ingresos laborales obtenidos en la segunda simulación (efecto total) del modelo de ingreso laboral.
 - b. Tener en cuenta todos los miembros del hogar independientemente de que sean económicamente activos o inactivos.
2. Calcular el efecto de las variables heredadas, que actúa vía el ingreso laboral de los individuos activos, sobre la distribución del ingreso per cápita del hogar.
 - a. Comparar los coeficientes Gini y Theil de la distribución observada y de la distribución de esta primera simulación.

Modelo 2

1. Correr un multinomial *logit* para el tamaño del hogar en función de las variables heredadas y de esfuerzo propio de su jefe y cónyuge.
 - a. Guardar los coeficientes y las probabilidades de cada estado (tamaño del hogar).
2. Simular un nuevo tamaño para cada hogar.
 - a. Calcular la utilidad de cada uno de los seis estados.
 - i. Usar los coeficientes estimados en el multinomial.
 - ii. Reemplazar las series originales de las variables heredadas del jefe y el cónyuge por sus medias.
 - iii. Generar los errores observados y simulados para cada estado.
 - b. Escoger el estado que genera la mayor utilidad.
3. Simular un nuevo nivel de ingreso per cápita para cada hogar.
 - a. Usar los ingresos laborales obtenidos en la segunda simulación (efecto total) del modelo de ingreso laboral.
 - b. Usar el tamaño del hogar simulado.
4. Calcular el efecto de las variables heredadas, que actúa vía el ingreso laboral de los individuos activos y vía la composición de la unidad familiar, sobre la distribución del ingreso per cápita del hogar.
 - a. Comparar los coeficientes Gini y Theil de la distribución observada y de la distribución de esta segunda simulación.
5. Calcular el efecto de las variables heredadas, que actúa exclusivamente vía la composición de la unidad familiar, sobre la distribución del ingreso per cápita del hogar.
 - a. Comparar los coeficientes Gini y Theil de la distribución de la primera y la segunda simulación.

Modelo 3

1. Estimar la ecuación de ingreso per cápita del hogar, en función de las variables de su jefe y cónyuge, por MCO.
 - a. Guardar los coeficientes y los errores obtenidos.
2. Estimar las ecuaciones de educación del jefe y el cónyuge del hogar por MCO.
 - a. Guardar los coeficientes y los errores obtenidos.
3. Simular un nuevo nivel de ingreso per cápita para cada hogar.
 - a. Usar los coeficientes y los errores estimados en las ecuaciones de ingreso per cápita y educación.
 - b. Reemplazar las series originales de las variables heredadas del jefe y el cónyuge del hogar por sus medias.
4. Calcular el efecto total de las variables heredadas del jefe y el cónyuge del hogar sobre la distribución del ingreso per cápita.
 - a. Comparar los coeficientes Gini y Theil de la distribución observada y de la distribución simulada.

Bibliografía

- Atkinson, A., y Bourguignon F. (2000). "Handbook of Income Distribution". Amsterdam: Elviesier.
- Bourguignon, F., Ferreira F., y Menéndez, M. (2003). "Inequality of Outcomes and Inequality of Opportunities in Brazil". *World Bank Policy Research Working Paper*, 3174.
- _____. (Draft: January 2005). "Inequality of Opportunity in Brazil".
- Checchi, D., Ichino, A., y Rustichini, A. (1999). "More Equal but Less Mobile? Education Financing and Intergenerational Mobility in Italy and the US". *Journal of Public Economics*, 74 (3).
- CEPAL (1997). "Factores estructurales que condicionan la distribución del ingreso". *Panorama Social de América Latina*, capítulo II.
- Dworkin, R. (1981). "What is Equality?". *Philosophy and Public Affairs*, 10.
- Gaviria, Alejandro (2002). "Los que suben y los que bajan: Educación y movilidad social en Colombia". Bogotá: Fedesarrollo Alfaomega.
- Roemer J. (1998). "Equality of Opportunity". Cambridge MA: Harvard University Press.
- Tenjo, Jaime y Bernal, G. (2004). "Educación y movilidad social en Colombia". *Documentos de Economía Pontificia Universidad Javeriana*.

**Serie**

OFICINA
DE LA CEPAL
EN
BOGOTÁ

CEPAL**estudios y perspectivas**

Números publicados

1. Determinantes de la pobreza en Colombia. Años recientes, Jairo Núñez M. y Juan Carlos Ramírez J., (LC/L.1785-P; LC/BOG/L.1), N° de venta: S.02.II.G.113 (US\$ 10.00), 2002. [www](#)
2. Los Derechos Económicos, Sociales y Culturales economía y democracia. Carlos Vicente de Roux y Juan Carlos Ramírez J., (eds.) (LC/L.2101-P; LC/BOG/L.2), N° de venta: S.04.II.G.39 (US\$ 10.00), 2004. [www](#)
3. Diseño de un sistema de indicadores socio – ambientales para el Distrito Capital de Bogotá. Edith Guttman Sterimberg, Carlos Zorro Sánchez, Adriana Cuervo de Forero y Juan Carlos Ramírez J., (eds.) (LC/L.2102-P; LC/BOG/L.3), N° de venta: S.04.II.G.40 (US\$ 10.00), 2004. [www](#)
4. Derechos económicos, sociales y culturales, política pública y justiciabilidad. Carlos Vicente de Roux y Juan Carlos Ramírez J., (eds.) (L.2222-P), N° de venta: S.04.II.G.140 (US\$ 10.00), 2004. [www](#)
5. Las negociaciones comerciales de Colombia; del Area de Libre Comercio de las Américas (ALCA) a un Tratado de Libre Comercio (TLC) con Estados Unidos. Juan Carlos Ramírez J., (ed.) (LC/L.2228-P), N° de venta: S.04.II.G.149 (US\$ 10.00), 2005. [www](#)
6. Temas no comerciales en la negociación comercial entre Colombia y Estados Unidos. Juan Carlos Ramírez J., (ed.) (LC/L.2278-P), N° de venta: S.05.II.G.31 (US\$ 10.00), 2005. [www](#)
7. Impacto económico de un acuerdo parcial de libre comercio entre Colombia y Estados Unidos. Clara Patricia Martín y Juan Mauricio Ramírez, (LC/L.2362-P), N° de venta: S.05.II.G.101 (US\$ 10.00), 2005. [www](#)
8. Estimación del impacto sobre el empleo de los tratados de libre comercio en Colombia; análisis de equilibrio general computable. Jesús Botero, (LC/L.2366-P), N° de venta: S.05.II.G.105 (US\$ 10.00), 2005. [www](#)
9. Elementos estratégicos para afianzar y mejorar la competitividad del Valle del Cauca. Manuel Guillermo Bonilla y Juan Carlos Ramírez J., (LC/L.2443-P), N° de venta: S.05.II.G.190 (US\$ 10.00), 2005. [www](#)
10. Bases para el diseño de un plan estratégico de la Unidad del Sistema de Parques Nacionales y del Sistema de Áreas Protegidas, Francisco Alberto Galán, (LC/L.2492-P-LC/BOG/L.10), N° de venta: S.06.II.G.23 (US\$ 10.00), 2006. [www](#)
11. Evolución y crisis del sistema financiero colombiano, Miguel Arango Ospina (LC/L.2558-P-LC/BOG/L.11), N° de venta: S.06.II.G.XX (US\$ 10.00), 2006. [www](#)
12. Esfuerzos y herencias sociales en la desigualdad de ingresos en Colombia, Jairo Núñez, Juan Carlos Ramírez, Bibiana Taboada, (LC/L.2569-P-LC/BOG/L.12), N° de venta: S.06.II.G.98 (US\$ 10.00), 2006. [www](#)

- El lector interesado en adquirir números anteriores de esta serie puede solicitarlos dirigiendo su correspondencia a la Unidad de Distribución, CEPAL, Casilla 179-D, Santiago, Chile, Fax (562) 210 2069, correo electrónico: publications@eclac.cl.

[www](#) Disponible también en Internet: <http://www.cepal.org/> o <http://www.eclac.org>

Nombre:

Actividad:

Dirección:

Código postal, ciudad, país:

Tel.: Fax: E.mail: