

Universidad de los Andes

Facultad de Economía

Desigualdad de ingresos, esfuerzos y oportunidades

- Un estudio del caso colombiano -

Asesor: Jairo Núñez

Presentado por: Bibiana Taboada A.

Febrero de 2006

Desigualdad de ingresos, esfuerzos y oportunidades

- Un estudio del caso colombiano - *

Bibiana Taboada A. ** •

Resumen

Si la educación y los ingresos de los individuos dependen de características heredadas, la inequidad se perpetúa y la política social tiene un menor espacio para corregir este fenómeno. Este estudio, por un lado, presenta algunas medidas de movilidad social para Colombia y, por otro, simula una situación en la cual las personas tienen las mismas oportunidades (se igualan las características heredadas). Aunque es claro que la movilidad social es muy baja, este no es un motivo para desalentar a quienes dirigen la política social; por el contrario, como es mayor el reto, mayor debe ser la inversión y la eficacia de los programas sociales implementados. Los resultados de las simulaciones muestran que si las personas tuvieran las mismas oportunidades al nacer (características heredadas) la distribución del ingreso podría mejorar entre 12 y 28% según el índice de inequidad que se utilice (Gini o Theil) o la unidad de análisis que se considere (personas u hogares). Esto, por supuesto, dejaría a Colombia mejor situado dentro del contexto latinoamericano pero, aún se quedaría corto en lo que respecta al ranking mundial.

* Este estudio se basa en el trabajo desarrollado por Bourguignon, Ferreira y Menéndez para el caso de la desigualdad en Brasil. La técnica y el procedimiento empleados son los mismos que usan los autores en su investigación *Inequality of Outcomes and Inequality of Opportunities in Brazil* (2003). Sin embargo, se toman variables diferentes de acuerdo con la disponibilidad de datos para Colombia y de su pertinencia para el contexto nacional.

** Esta es una tesis coautorada con Jairo Núñez y Juan Carlos Ramírez.

• Agradezco inmensamente la colaboración y el apoyo de Harold Coronado y Argemiro Morales durante la realización de este estudio.

Introducción

Varios años fueron necesarios para que la academia y la clase política reconocieran que, a pesar de la caída del comunismo, la discusión acerca de la desigualdad en la distribución del ingreso es de las más pertinentes en materia económica. Hoy en día, después de haber tomado conciencia de que, inclusive bajo el mejor de los escenarios, una economía de mercado puede llegar a no responder nunca por los más pobres, se acalora la polémica sobre las raíces y las causas de la desigualdad económica.

Dentro de este contexto, uno de los enfoques a los que se hace alusión con mayor frecuencia se relaciona con la diferenciación entre 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.

Este trabajo busca hacer un análisis objetivo de 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.

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 los

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

resultados obtenidos y su correspondiente análisis. Por último, la quinta sección concluye y resalta las implicaciones de política.

1. Marco teórico

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, inclusive a pesar de afectar indirectamente las variables en cuestión, no tienen una influencia directa sobre la noción de justicia concebida.

Dentro de la economía del bienestar, el Utilitarismo se ha consolidado durante años como la visión oficial de la rama 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 explique y justifique 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 precisamente el enfoque empleado en este trabajo.

2. Información básica

2.1 Encuesta de Calidad de Vida (2003)

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 dentro de la misma familia, lo que dificulta la medición el 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. Se trata de 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 incluye, por un lado, características y composición del hogar y, por otro, educación y capacitación para el trabajo. Información de este tipo permite obtener datos relacionados con las variables heredadas y 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 de su padre y 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. Ésta 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. A través de 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.

La primera parte del trabajo emplea el ingreso laboral como medida del nivel de ingreso del individuo; la segunda, utiliza los ingresos, laboral y no laboral, de los miembros del hogar, junto con su tamaño, para calcular una medida del ingreso per cápita del hogar.

2.2 Variables heredadas y variables de esfuerzo

Las variables que afectan el nivel de ingreso de los individuos se pueden clasificar, de acuerdo con el margen de maniobra que éstos tienen para alterarlas, en dos grupos. 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 el individuo y con las cuales se desarrolla.

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. Se omite el grupo étnico blanco, que 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 Aunque con frecuencia estas variables se relacionan con la acumulación de capital humano, pueden ser contemplados en este conjunto 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 después de enero de 2001. 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.

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.

CUADRO 1
Estadísticas descriptivas

	1947-47	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
Años de educación promedio del padre	2,9	3,0	3,1	3,3	3,6	4,0	4,5
Años de educación promedio de la madre	2,7	3,0	3,0	3,3	3,6	4,0	4,6
Grupo étnico (porcentaje)							
Grupo étnico indígena	2,4	2,2	1,4	2,2	2,5	1,7	2,4
Grupo étnico afrodescendiente	6,2	7,4	7,3	7,3	7,0	6,9	6,2
Grupo étnico blanco	91,3	90,4	91,1	90,4	90,3	91,3	91,2
Región (porcentaje)							
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
Orinoquía y Amazonía	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. Modelo de ingreso laboral

3.1 Modelo empírico

Es claro que los ingresos de una persona dependen, tanto de las oportunidades que ésta 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, una especificación lineal en la que los ingresos de un individuo sean función de sus variables de esfuerzo y de sus variables heredadas, constituye una buena aproximación.

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

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 que exista correlación, no sólo entre las variables observadas y las no observadas, sino entre las variables de los dos grupos.

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 éste 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 ellas 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. 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.

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 ($\alpha + b \beta$). Éste 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 anteriormente 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.⁴

Ante la imposibilidad de encontrar variables instrumentales adecuadas, otra alternativa para tratar el problema de la endogeneidad de las variables de esfuerzo propio es la del análisis paramétrico de rangos. Por medio de esta metodología es 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 apéndice 1.

⁴ Podrían considerarse otras alternativas para instrumentar las variables del modelo, como el rendimiento académico, pero la restricción de información impide tal ejercicio.

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 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 es relativamente escasa y es 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, dependen 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.

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

Donde :

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

La ecuación (5), a diferencia de la (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.

Todo el proceso descrito, también debe llevarse a cabo por separado, y de manera exclusiva, para cada variable heredada. De esta forma es posible 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.

3.2 Resultados⁵

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 anteriormente, la estimación de cada una de éstas se realiza de manera separada para hombres y mujeres y

⁵ En el cuadro 1 del apéndice 2 se observa la descomposición obtenida, en comparación con aquella reportada para el caso de Brasil.

diferenciado por edades en cohortes de 5 años. Se realiza la Corrección de Heckman para el caso de 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.

3.2.1 Estimación de la ecuación de ingresos

En la ecuación de ingresos, se toman todas las variables, heredadas y de esfuerzo, como variables independientes de la regresión. La forma reducida para dicha especificación 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 raza

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

az, ar : vectores de coeficientes

am, ad, ab : 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, precisamente, como criterios de clasificación, dichos elementos.

El ejercicio de las regresiones de la ecuación de ingreso arroja coeficientes con los signos esperados y con un nivel de significancia elevado (**cuadros 2 y 3**). Los

resultados obtenidos, tanto para el vector de variables heredadas, como para el de variables de esfuerzo propio, son bastante satisfactorios.

CUADRO 2
Ecuaciones de ingreso
Hombres

	1943-47	1948-52	1953-57	1958-62	1963-67	1968-72	1973-77
Grupo étnico blanco (omitido)							
Grupo étnico indígena (z1)	-0,30 ***	-0,17 ***	0,18 ***	-0,16 ***	0,31 ***	-0,02 ***	-0,05 ***
Grupo étnico afrodescendiente (z5)	-0,32 ***	-0,27 ***	-0,10 ***	-0,01 ***	0,13 ***	-0,01 ***	-0,10 ***
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 Andres y Providencia (r8)	0,48 ***	1,10 ***	0,22 ***	0,17 ***	0,13 ***	0,14 ***	0,21 ***
Orinoquia y Amazonía (r9)	-0,64 ***	0,24 ***	0,10 ***	0,11 ***	-0,03 ***	0,26 ***	0,02 ***
Educación promedio de los padres (mps)	0,01 ***	0,00 ***	0,03 ***	0,02 ***	0,05 ***	0,06 ***	0,04 ***
Diferencia entre la educación de padre y madre (difesc)	0,02 ***	0,01 ***	0,02 ***	0,01 ***	0,00 ***	0,00 **	-0,02 ***
Nacido en zona rural (borural)	0,05 ***	0,00	0,00	-0,03 ***	0,17 ***	0,10 ***	0,09 ***
Educación (educa2)	0,07 ***	0,07 ***	0,02 ***	0,05 ***	0,07 ***	0,04 ***	0,02 ***
Educación al cuadrado (s2)	0,00 ***	0,00 ***	0,01 ***	0,00 ***	0,00 ***	0,00 ***	0,00 ***
Migración (migra)	-0,65 ***	-0,01	-0,06 ***	0,04 ***	-0,01 ***	0,07 ***	0,15 ***
Entramiento (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	642654	82 1261	102 3158	128 7828	129 5672	124 0331
R-cuadrado ajustado	0,35	0,41	0,40	0,36	0,38	0,37	0,29

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

Fuente: Cálculos propios.

CUADRO 3
Ecuaciones de ingreso
Mujeres

	1943-47	1948-52	1953-57	1958-62	1963-67	1968-72	1973-77
Grupo étnico blanco (omitido)							
Grupo étnico indígena (z1)	0,53 ***	-1,59 ***	-0,27 ***	0,22 ***	-0,50 ***	0,00 ***	-0,58 ***
Grupo étnico afrodescendiente (z5)	0,58 ***	-0,03 **	-0,43 ***	-0,03 ***	-0,46 ***	-0,25 ***	-0,02 **
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 Andres y Providencia (r8)	-1,00 ***	-0,04	0,51 ***	-0,40 ***	0,01	0,31 ***	0,35 ***
Orinoquia y Amazonía (r9)	-0,09 **	0,09 *	-0,79 ***	1,10 ***	-0,22 ***	0,20 ***	0,59 ***
Educación promedio de los padres (mps)	0,02 ***	0,03 ***	-0,01 ***	0,01 ***	0,01 ***	0,02 ***	0,01 ***
Diferencia entre la educación de padre y madre (difesc)	0,02 ***	0,00 *	0,02 ***	0,01 ***	-0,01 ***	0,01 *	0,01 ***
Nacido en zona rural (borural)	0,13 ***	-0,05 ***	0,28 ***	0,13 ***	0,19 ***	-0,04 ***	-0,01 **
Educación (educa2)	0,21 ***	0,08 ***	-0,02 ***	0,07 ***	-0,01 ***	0,01 ***	-0,03 ***
Educación al cuadrado (s2)	0,00 ***	0,00 ***	0,01 ***	0,00 ***	0,00 ***	0,00 ***	0,01 ***
Migración (migra)	-0,68 ***	-0,04 ***	-0,62 ***	-0,01	0,10 ***	0,03 ***	0,14 ***
Entramiento (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	1012	953	1003

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

Fuente: Cálculos propios.

En la mayoría de las cohortes, las *dummies* de grupo étnico son negativas y significativas, para indígenas y afrodescendientes. 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. Sorprendentemente, en el caso masculino, las regiones más aisladas (San Andrés y Providencia, la Orinoquía y la Amazona) son de las más estables a través del tiempo, con coeficientes persistentemente positivos. En forma similar, el Valle del Cauca aparece como un lugar de origen favorable para los hombres varias de las cohortes.

En el vector de variables heredadas se destaca el efecto de la educación promedio de los padres; siempre va en la dirección esperada y es altamente significativo. Su influencia positiva sobre los ingresos, considerablemente mayor para hombres que para mujeres, oscila entre 3 y 6% y entre 1 y 3%, respectivamente. 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 escolaridad 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 de 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%. 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.

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 en comparación con el blanco 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.

3.2.2 Estimación de las ecuaciones de las variables de esfuerzo propio

Una vez obtenidos los resultados de la ecuación de ingreso, se corren las regresiones correspondientes a las variables de esfuerzo que permiten tener en cuenta las relaciones entre los dos tipos de variables, específicamente, la influencia de las oportunidades sobre el nivel de esfuerzo individual. Si alguna de estas regresiones arroja predicciones aceptables, es ineludible el cálculo de 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.⁶

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

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

b_m, b_d, b_b : escalares

errors : término residual

⁶ Como se mencionó, se aplica un modelo *logit* para las ecuaciones de migración y entrenamiento, en lugar de MCO.

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 cuando se corren las segundas simulaciones. Sin embargo, sí 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. Aunque su 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, su variabilidad hace difícil obtener una conclusión.

CUADRO 4
Ecuaciones de educación
Hombres

	1943-47	1948-1952	1953-57	1958-1962	1963-1967	1968-72	1973-77
Grupo étnico blanco (omitido)							
Grupo étnico indígena (z1)	-0,48 ***	-2,08 ***	0,14 ***	2,00 ***	-1,51 ***	0,49 ***	0,15 ***
Grupo étnico afrodescendiente (z5)	-0,55 ***	-0,19 ***	0,54 ***	1,48 ***	-0,43 ***	0,50 ***	-0,25 ***
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 ***
Orinoquía y Amazonía (r9)	-5,07 ***	-1,30 ***	-1,71 ***	1,21 ***	-0,93 ***	-0,68 ***	-0,99 ***
Educación promedio de los padres (mps)	1,04 ***	0,99 ***	0,91 ***	0,82 ***	0,74 ***	0,73 ***	0,69 ***
Diferencia en la educación de padre y madre (difesc)	0,02 ***	0,02 ***	0,01 ***	0,00 *	0,01 ***	-0,04 ***	-0,05 ***
Nacido en zona rural (borural)	-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	454229	642654	821261	1023158	1287828	1295672	1240331
R-cuadrado ajustado	0,54	0,36	0,33	0,36	0,38	0,35	0,40

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

Fuente: Cálculo de los autores.

CUADRO 5
Ecuaciones de educación
Mujeres

	1943-47	1948-52	1953-57	1958-62	1963-67	1968-72	1973-77
Grupo étnico blanco (omitido)							
Grupo étnico indígena (z1)	-0,301 ***	-1,141 ***	-1,443 ***	0,195 ***	-0,666 ***	-1,767 ***	0,514 ***
Grupo étnico afrodescendiente (z5)	-0,157 ***	0,171 ***	0,846 ***	-0,868 ***	0,895 ***	1,065 ***	0,237 ***
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 ***
Orinoquía y Amazonía (r9)	-2,679 ***	-1,496 ***	-3,575 ***	-0,934 ***	-1,303 ***	-0,108 ***	-0,757 ***
Educación promedio de los padres (mps)	0,860 ***	0,840 ***	0,896 ***	0,798 ***	0,782 ***	0,697 ***	0,630 ***
Diferencia entre la educación de padre y madre (difes c)	-0,046 ***	0,016 ***	0,007 ***	-0,126 ***	0,014 ***	-0,089 ***	-0,048 ***
Nacido en zona rural (borura l)	-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	75 3285	9 751 36	11 86758	140 2684	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

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

Fuente: Cálculo de los autores.

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, sí se beneficia notablemente cuando éste nace en Bogotá, en comparación con las demás regiones del país, así como cuando nace en zona urbana. Este efecto se mantiene a través del tiempo y los coeficientes de estas variables no disminuyen para las cohortes más jóvenes⁷.

El efecto de la diferencia entre la educación del padre y de la madre, aunque no es muy dicente, 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 como el de Tenjo (2004), que encuentran que la influencia de padre y madre sobre la educación de los hijos es simétrica o mayor para la madre. 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.

⁷ A pesar de políticas recientes que han ampliado la cobertura en educación, en las diferentes regiones de Colombia, 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. 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.⁸

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. Es decir, mientras que una alta relación entre los años de educación de padres e hijos indica bajos niveles de movilidad, la inexistencia de tal relación refleja movilidad entre generaciones.

Las regresiones, de las cohortes masculinas y femeninas, arrojan valores supremamente altos para este efecto, 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) también llegan a resultados similares. Encuentran 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.⁹

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

⁸ 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 con gran claridad su singularidad al encontrar que aunque la sociedad italiana es más igualitaria que la estadounidense, sus niveles de movilidad social son sustancialmente menores.

⁹ De hecho, aunque el ejercicio realizado no es el mismo, la medida de movilidad obtenida por Gaviria (0.8) es muy cercana las encontradas aquí.

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.¹⁰

En resumen, de acuerdo con los cálculos realizados, ni la migración ni el entrenamiento pueden explicarse con base en las variables heredadas del modelo, sólo la educación depende de las características del individuo al nacer. Dentro de éstas, 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.

3.2.3 Simulación del 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

¹⁰ 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.

regresión y se emplean en el cálculo de la simulación. La ecuación resultante es análoga a la ecuación (4).

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

Donde :

\tilde{w} : ingresos hipotéticos

\bar{c} : medias de las variables heredadas

\hat{x} : 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%.

3.2.4 Simulación del efecto total

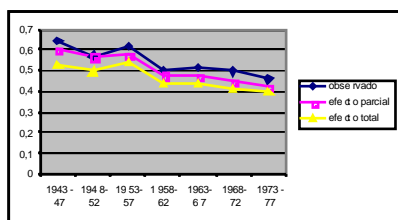
Para calcular el efecto total de las variables heredadas, es necesario estimar un nuevo nivel de ingreso con base en una formulación equivalente a la ecuación (5). A diferencia del proceso seguido para la simulación anterior, ahora es necesario tener en cuenta los coeficientes y los errores de la ecuación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

$$(9) \quad \text{Ln}(\tilde{\tilde{w}}_i) = \hat{\alpha}_0 + \bar{z} \hat{\alpha}_z + \bar{r} \hat{\alpha}_r + \bar{m}\bar{p}s \hat{\alpha}_m + \bar{d}\bar{f}\bar{e}\bar{s}\bar{c} \hat{\alpha}_d + \bar{b}\bar{o}\bar{r}\bar{u}\bar{r}\bar{a}\bar{l} \hat{\alpha}_b \\ + (\hat{b}_0 + \bar{z} \hat{b}_z + \bar{r} \hat{b}_r + \bar{m}\bar{p}s \hat{b}_m + \bar{d}\bar{f}\bar{e}\bar{s}\bar{c} \hat{b}_d + \bar{b}\bar{o}\bar{r}\bar{u}\bar{r}\bar{a}\bar{l} \hat{b}_b + \text{erro}\hat{r}\text{edu}) \hat{\beta}_e \\ + (\hat{b}_0 + \bar{z} \hat{b}_z + \bar{r} \hat{b}_r + \bar{m}\bar{p}s \hat{b}_m + \bar{d}\bar{f}\bar{e}\bar{s}\bar{c} \hat{b}_d + \bar{b}\bar{o}\bar{r}\bar{u}\bar{r}\bar{a}\bar{l} \hat{b}_b + \text{erro}\hat{r}\text{edu})^2 \hat{\beta}_s \\ + \text{migra}_i \hat{\beta}_m + \text{train}_i \hat{\beta}_t + \text{err}\hat{o}r w_i$$

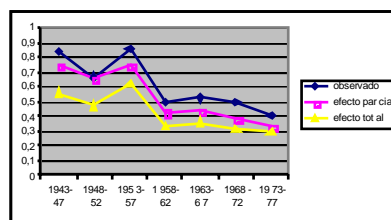
La diferencia resultante entre este nivel de desigualdad hipotético y el nivel observado, responde al efecto total de las variables heredadas, ya sea directamente o a través de las variables de esfuerzo. Los resultados muestran una disminución aproximada de 15 y 8% en el coeficiente Gini de hombres y mujeres, respectivamente, es decir, más del doble de lo observado en el efecto parcial, especialmente en las

cohortes femeninas (**gráficas 1a y 2a**). 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 1b y 2b**). La reducción total alcanza 31% en los hombres y 18.5% en las mujeres.

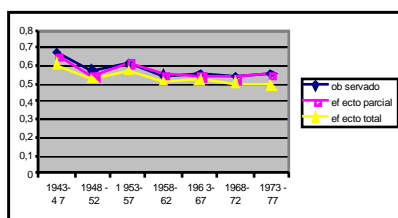
GRÁFICA 1a
Coeficiente Gini
Hombres



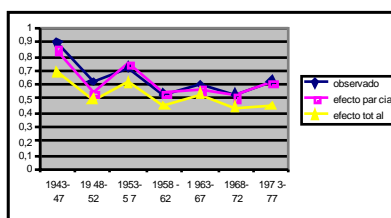
GRÁFICA 1b
Coeficiente Theil
Hombres



GRÁFICA 2a
Coeficiente Gini
Mujeres



GRÁFICA 2b
Coeficiente Theil
Mujeres



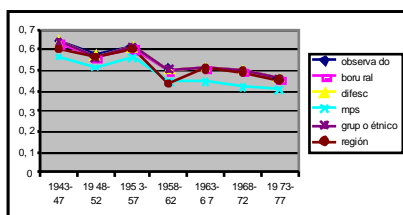
Fuente: Cálculos propios

3.2.5 Simulación del efecto total para cada una de las variables heredadas

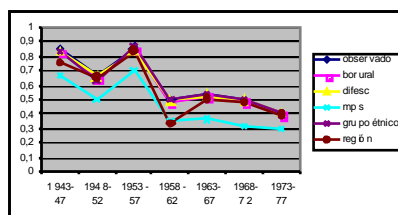
Al replicar todo el ejercicio anterior, igualando por separado cada una de las variables heredadas a sus respectivas medias, se destaca el efecto de la educación promedio de los padres (**gráfica 3 y 4**). Sin duda alguna, y con una diferencia considerable, es la variable que más influencia el nivel 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, en lo que respecta al coeficiente Theil, la reducción observada 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 el 1%.

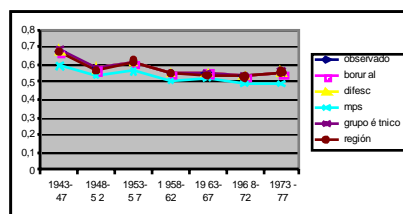
GRÁFICA 3a
Coeficiente Gini
Hombres



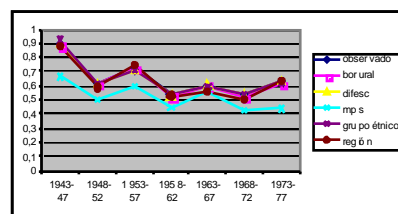
GRÁFICA 3b
Coeficiente Theil
Hombres



GRÁFICA 4a
Coeficiente Gini
Mujeres



GRÁFICA 4b
Coeficiente Theil
Mujeres



Fuente: Cálculos propios

2.2.6 Simulación del efecto de una política pública

Teniendo en cuenta estos resultados, un ejercicio interesante consiste en calcular hasta qué punto una política educativa podría reducir los niveles de desigualdad observados. Por ejemplo, qué pasaría si se implementa un programa que consigue elevar los años de escolaridad de los individuos, por lo menos, al promedio observado para cada cohorte¹¹. Es importante saber en qué medida un mayor acceso a educación para los más pobres contribuiría a reducir la desigualdad de las generaciones futuras. Este cálculo se realiza igualando los años de educación promedio de aquellos padres con niveles de escolaridad menores a la media de su cohorte.

¹¹ Dado que no es posible ni tiene sentido reducir la educación a aquellos que se encuentran por encima de la media.

Los resultados obtenidos indican que, bajo este escenario, 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 anteriormente obtenido.

3.2.7 Análisis paramétrico de rangos

La precisión de los resultados encontrados, medida a través de los rangos de confiabilidad calculados con base en el procedimiento desarrollado en el apéndice 1, es bastante alta. La incertidumbre que genera la endogeneidad de los esfuerzos puede disiparse, por lo menos en gran parte, en este caso determinado. 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 con certeza que los niveles simulados son confiables.

Los rangos estimados presentan un patrón interesante que coincide con lo reportado en el caso de Brasil. 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.

Esta tendencia no es sorprendente 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.

4. El modelo de ingreso per cápita

4.1 Modelo empírico

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 se queda corto 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). En este documento se muestra que los campos ocupacional, demográfico y patrimonial, pueden tener 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, no cabe duda que vale la pena buscar una forma de calcular la desigualdad de resultados en la que se dé cabida al papel jugado por mecanismos de transmisión diferentes al ingreso laboral.

El ingreso per cápita del hogar constituye una alternativa pertinente. No depende solamente de los ingresos laborales de los miembros del hogar, sino 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. 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.

4.1.1 Modelo 1

El primer modelo toma como punto de partida los resultados obtenidos para los ingresos laborales de los individuos activos (sección 2.2.4). Empleando los ingresos simulados al igualar las variables heredadas a sus medias correspondientes, 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 realizado anteriormente, 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.

4.1.2 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 perteneciente al

estado real, es preciso crear los demás. Por esta razón, es necesario calcular, en primer lugar, el residuo correspondiente al estado observado.

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

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:

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

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, así como 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.

4.1.3 Modelo 3

El tercer modelo, por su parte, 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.

$$(14) \quad Ln(y_{m(i)}) = C_{jm(i)}\alpha_j + E_{jm(i)}\beta_j + C_{cm(i)}\alpha_c + E_{cm(i)}\beta_c + \varepsilon_i$$

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.

4.1.4 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.

$$(15) \quad y^* = \frac{\sum_{i \in m} (w_{lab_i}^I + w_{nlab_i})}{n}$$

$$y^{**} = \frac{\sum_{i \in m} (w_{lab_i}^I + w_{nlab_i})}{n^{II}}$$

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

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, sobretodo, la unión en pareja.

4.2 Resultados¹²

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.

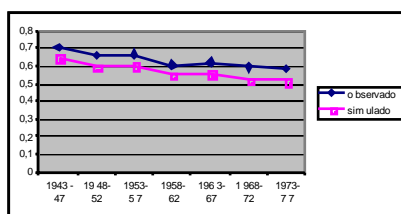
¹² En el cuadro 2 del apéndice 2 se observan los resultados de la descomposición, en comparación con aquellos reportados para el caso de Brasil.

4.2.1 Modelo 1

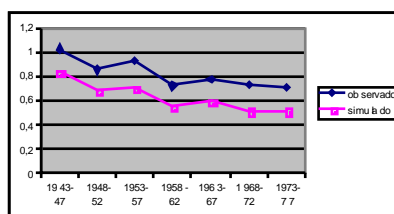
Para el primer modelo se toman los ingresos laborales simulados con base en la ecuación (9) y se emplean para calcular un primer ingreso per cápita junto con las series originales del ingreso no laboral y del tamaño del hogar. Este nivel de bienestar simulado se utiliza posteriormente para estimar la 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 5a y 5b**), que concuerdan con las predicciones planteadas con respecto a los resultados anteriormente 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 perjudicar la distribución del ingreso.

GRÁFICA 5a
Modelo 1
Coeficiente Gini del Hogar



GRÁFICA 5b
Modelo 1
Coeficiente Theil del Hogar



Fuente: Cálculos propios

4.2.2 Modelo 2

Como se expuso, el segundo 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.

$$\begin{aligned}
 (16) \quad U_{m(i)_k} = & \hat{\gamma}_{0_k} + \bar{z} \hat{\gamma}_{zj_k} + \bar{r} \hat{\gamma}_{rj_k} + \bar{m} \hat{\gamma}_{ps} \hat{\gamma}_{mj_k} + \bar{d} \hat{\gamma}_{fesc} \hat{\gamma}_{dj_k} + \bar{b} \hat{\gamma}_{borural} \hat{\gamma}_{bj_k} \\
 & + \bar{e} \hat{\gamma}_{educaj} \hat{\gamma}_{ej_k} + \bar{s} \hat{\gamma}_{s2j} \hat{\gamma}_{sj_k} + \bar{m} \hat{\gamma}_{migraj} \hat{\gamma}_{mj_k} + \bar{t} \hat{\gamma}_{trainj} \hat{\gamma}_{tj_k} \\
 & + \bar{z} \hat{\gamma}_{zc_k} + \bar{r} \hat{\gamma}_{rc_k} + \bar{m} \hat{\gamma}_{psc} \hat{\gamma}_{mc_k} + \bar{d} \hat{\gamma}_{fesc} \hat{\gamma}_{dc_k} + \bar{b} \hat{\gamma}_{borural} \hat{\gamma}_{bc_k} \\
 & + \bar{e} \hat{\gamma}_{educac} \hat{\gamma}_{ec_k} + \bar{s} \hat{\gamma}_{s2c} \hat{\gamma}_{sc_k} + \bar{m} \hat{\gamma}_{migrac} \hat{\gamma}_{mc_k} + \bar{t} \hat{\gamma}_{trainc} \hat{\gamma}_{tc_k} \\
 & + u_{m(i)}
 \end{aligned}$$

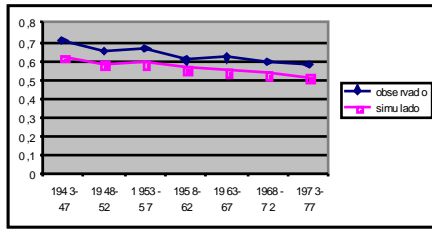
Donde :

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

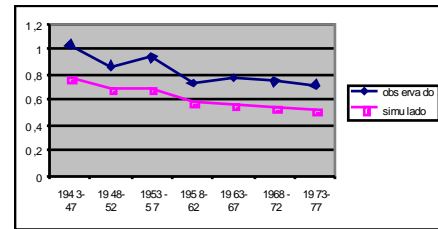
Una vez calculadas las seis utilidades de cada hogar, se escoge la mayor entre ellas. Así, se determina el tamaño del hogar simulado, con el cual se calcula un nuevo ingreso per cápita y una nueva medida de desigualdad.

La reducción de la desigualdad en la distribución del ingreso per cápita del hogar, que resulta de la estimación de este segundo 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 6a y 6b**). 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, tal vez como consecuencia de las políticas de salud sexual y reproductiva. 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.

GRAFICA 6a
Modelo 2
Coeficiente Gini del Hogar



GRAFICA 6b
Modelo 2
Coeficiente Theil del Hogar



Fuente: Cálculos propios

4.2.3 Modelo 3

Por último, para cuantificar el efecto de otros canales de transmisión, además del ingreso laboral y el tamaño del hogar, en el marco del tercer 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 (14), en la que el ingreso per cápita del hogar depende de las variables heredadas y de esfuerzo propio de su jefe y cónyuge.

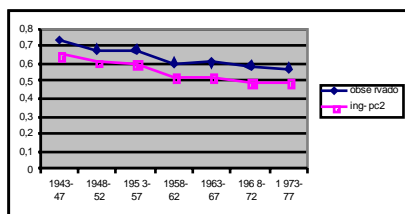
$$\begin{aligned}
 (17) \quad \ln(y_{m(i)}) = & \alpha_0 + z_j \alpha_{zj} + r_j \alpha_{rj} + mps_j \alpha_{mj} + difesc_j \alpha_{dj} + borural_j \alpha_{bj} \\
 & + educa_j \beta_{ej} + s2_j \beta_{sj} + migra_j \beta_{mj} + train_j \beta_{ij} \\
 & + z_c \alpha_{zc} + r_c \alpha_{rc} + mps_c \alpha_{mc}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

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.

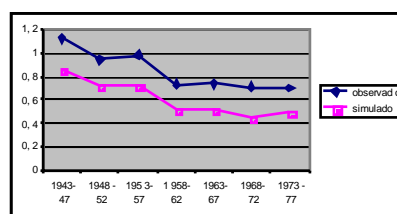
$$\begin{aligned}
(18) \quad \ln(\tilde{y}_{m(i)}) = & \hat{\alpha}_0 + \bar{z}_j \hat{\alpha}_{zj} + \bar{r}_j \hat{\alpha}_{rj} + m\bar{p}s_j \hat{\alpha}_{mj} + difesc_j \hat{\alpha}_{dj} + bor\bar{u}ral_j \hat{\alpha}_{bj} \\
& + (\hat{b}_{0j} + \bar{z}_j \hat{b}_{zj} + \bar{r}_j \hat{b}_{rj} + m\bar{p}s_j \hat{b}_{mj} + difesc_j \hat{b}_{dj} + bor\bar{u}ral_j \hat{b}_{bj} + erro\hat{r}edu_j) \hat{\beta}_{ej} \\
& + (\hat{b}_{0j} + \bar{z}_j \hat{b}_{zj} + \bar{r}_j \hat{b}_{rj} + m\bar{p}s_j \hat{b}_{mj} + difesc_j \hat{b}_{dj} + bor\bar{u}ral_j \hat{b}_{bj} + erro\hat{r}edu_j)^2 \hat{\beta}_{sj} \\
& + migra_j \hat{\beta}_{mj} + train_j \hat{\beta}_{tj} \\
& + \bar{z}_c \hat{\alpha}_{zc} + \bar{r}_c \hat{\alpha}_{rc} + m\bar{p}s_c \hat{\alpha}_{mc} + difesc_c \hat{\alpha}_{dc} + bor\bar{u}ral_c \hat{\alpha}_{bc} \\
& + (\hat{b}_{0c} + \bar{z}_c \hat{b}_{zc} + \bar{r}_c \hat{b}_{rc} + m\bar{p}s_c \hat{b}_{mc} + difesc_c \hat{b}_{dc} + bor\bar{u}ral_c \hat{b}_{bc} + erro\hat{r}edu_c) \hat{\beta}_{ec} \\
& + (\hat{b}_{0c} + \bar{z}_c \hat{b}_{zc} + \bar{r}_c \hat{b}_{rc} + m\bar{p}s_c \hat{b}_{mc} + difesc_c \hat{b}_{dc} + bor\bar{u}ral_c \hat{b}_{bc} + erro\hat{r}edu_c)^2 \hat{\beta}_{sc} \\
& + migra_c \hat{\beta}_{mc} + train_c \hat{\beta}_{tc} + err\hat{o}ry
\end{aligned}$$

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 7a y 7b**). 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.

GRÁFICA 7a
Modelo 3
Coeficiente Gini del Hogar



GRÁFICA 7b
Modelo 3
Coeficiente Theil del Hogar



Fuente: Cálculos propios

5. Conclusiones

El ejercicio realizado permite concluir que la desigualdad en la distribución del ingreso, laboral y per cápita, puede atribuirse, en buena medida, a diferencias en las características heredadas por los individuos. Medidas de desigualdad como los coeficientes Gini y Theil, revelan que si se anulan las diferencias prevalecientes en variables relacionadas con las oportunidades al nacer, la desigualdad disminuye sustancialmente en hombres, mujeres y hogares. De hecho, los resultados encontrados

indican que, dependiendo de multiplicidad de factores que pueden medirse de manera separada, el efecto estimado puede alcanzar reducciones de hasta 12.5 y 28% en los coeficientes mencionados, respectivamente.

Sin embargo, el nivel de desigualdad económica que prevalecería en el país, después de garantizar igualdad total en ciertas variables heredadas, sería aún muy elevado. Si bien ubicaría a Colombia dentro del grupo de países latinoamericanos con menor Coeficiente Gini, éste continuaría superando estándares internacionales.

Diversas circunstancias pueden justificar dicho resultado. Es necesario tener presente que las variables aquí contempladas como características heredadas, constituyen un subgrupo limitado dentro de una amplia cantidad de factores que conforman las oportunidades de los individuos. Existen restricciones, conceptuales y prácticas, que impiden definir mejor el conjunto de variables heredadas y, por lo tanto, admiten la posibilidad de que algunas de ellas sean no observadas o no observables. No sólo es difícil diferenciar esfuerzos y oportunidades a nivel teórico, sino que además, crear las variables correspondientes puede ser complicado cuando la disponibilidad de datos es limitada.

También hay que considerar la posibilidad de que la estructura del mercado laboral colombiano genere o intensifique la desigualdad existente en las variables de esfuerzo y sus respectivos retornos. Es factible que condiciones de la economía y de la cultura del país exageren las diferencias que prevalecen entre personas que tienen un contexto común.

Por otra parte, llaman la atención algunos patrones y diferencias que presentan los resultados encontrados. En primer lugar, que la magnitud de las disminuciones obtenidas, producto de la igualación de las variables heredadas, aunque varía entre cohortes, no muestra una tendencia clara ni a disminuir ni a aumentar. Es decir, que la desigualdad de oportunidades no parece dejar de ser un factor determinante de la distribución del ingreso en años recientes.

En segundo lugar, que de las variables heredadas consideradas, aquella que juega un papel definitivo, es la relacionada con el nivel educativo alcanzado por los

padres. De lejos, es la característica que más afecta los ingresos y la educación de los individuos y, por consiguiente, aquella que mayor influencia tiene sobre las medidas de desigualdad analizadas.

En tercer lugar, que la caída observada en los coeficientes, Gini y Theil, que resulta de igualar oportunidades, es persistentemente menor en el caso de la población femenina que en el de la masculina. Asimismo, que corresponde prácticamente en su totalidad al efecto indirecto.

Por lo tanto, el desempeño económico de las mujeres se encuentra menos relacionado con su contexto familiar. El vínculo que prevalece, corresponde casi exclusivamente al efecto que se transmite vía los años de educación cursados. En cambio, los ingresos de los hombres, no sólo están más sujetos al nivel educativo alcanzado por sus padres, sino que también dependen directamente de éstos. Es decir, además de que su efecto total es mayor, la participación del efecto directo en éste también es superior. Entonces, puede ser, por ejemplo, que las redes sociales solamente faciliten el acceso al mercado laboral de la población masculina, así como que la riqueza de los padres contribuya exclusivamente a la determinación de los ingresos de los hijos varones. Elementos como estos pueden explicar la brecha salarial que existe hoy en día, entre hombres y mujeres, en Colombia.

Sin embargo, inclusive en el caso de los hombres, la relación que predomina es la que existe entre la educación de padres e hijos. Así las cosas, el desafío más importante de la política redistributiva, consiste en ampliar la asistencia escolar de niños y jóvenes que se desarrollan en los entornos menos favorables. Alternativas para tal fin, pueden ir más allá de simplemente ampliar la cobertura del sistema y pueden enfocarse en campos de acción distintos. Entre otras posibilidades, está la de otorgar subsidios a aquellos hogares en los cuales, a pesar de que los menores se encuentran matriculados en establecimientos educativos, requieren incentivos para no desertar o incluso salir a trabajar; así como la de ofrecer actividades extracurriculares a aquellos alumnos que necesiten mayor atención.

Por último, vale la pena destacar que las reducciones observadas en los indicadores de desigualdad, aumentan a medida que los modelos de ingreso per cápita

admiten el efecto de más canales de transmisión. Es decir, que diversas variables afectan el nivel de bienestar de los individuos y su distribución al interior de la sociedad. Por consiguiente, las políticas no pueden enfocarse en un campo de acción exclusivo. Si bien es cierto que el acceso al sistema educativo debe ser una prioridad de la administración pública, los progresos en cobertura y calidad de la educación, deben estar acompañados de programas que contribuyan a mejorar la composición de la unidad familiar, la independencia económica de los hogares y los ingresos alternativos al laboral.

Los intentos actuales por desarrollar un Sistema de Protección Social son deseables pero, aún insuficientes dadas las necesidades del país. Los hogares más pobres, ante situaciones críticas, optan por sacar a sus hijos de la escuela, ya sea para ahorrar costos educativos o para generar ingresos adicionales haciéndolos ingresar mercado laboral. De esta forma, se financia el consumo actual con medidas que comprometen el consumo futuro de los hijos. Éstas podrían ser evitadas con la existencia de redes de protección social o mecanismos de mitigación de choques propios de un Sistema de Protección Social eficaz y eficiente.

Apéndice 1: Análisis paramétrico de rangos

Las medidas de desigualdad simuladas en este estudio se construyen, entre otras cosas, 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, dada la inexistencia de un instrumento adecuado, 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 . El problema es que, en principio, sólo el valor de σ_X

es conocido. Sin embargo, 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 se obtienen éstos, 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 (**cuadros I, II, III, IV**)

CUADRO I
COEFICIENTE 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

Fuente: Cálculos propios

CUADRO II
COEFICIENTE 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

Fuente: Cálculos propios

CUADRO III
COEFICIENTE 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

Fuente: Cálculos propios

**CUADRO IV
COEFICIENTE 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

Apéndice 2: Cuadros comparativos

**CUADRO 1
COMPARACIÓN DE LOS RESULTADOS OBTENIDOS
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%

* Reducción promedio de las cohortes

** Resultados reportados en Bourguignon, Ferreira y Menéndez (2005)

**CUADRO 2
COMPARACIÓN DE LOS RESULTADOS OBTENIDOS
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%

* Reducción promedio de las cohortes

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

Referencias

Atkinson, A., & Bourguignon F. (2000). “Handbook of Income Distribution”. Amsterdam: Elviesier.

Bourguignon, F., Ferreira F., & Menéndez, M. (2003). “Inequality of Outcomes and Inequality of Opportunities in Brazil”. *World Bank Policy Research Working Paper*, 3174.

Bourguignon, F., Ferreira F., & Menéndez, M. (Draft: January 2005). “Inequality of Opportunity in Brazil”.

Checchi, D., Ichino, A., & 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? Part 1: Equality of Welfare”. *Philosophy and Public Affairs*, 10.

Dworkin, R. (1981). “What is Equality? Part 2: Equality of Resources”. *Philosophy and Public Affairs*, 10.

Gaviria, A. (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, J., & Bernal, G. (2004). “Educación y movilidad social en Colombia”. *Documentos de Economía Pontificia Universidad Javeriana*.