



UNIVERSIDAD NACIONAL DE COLOMBIA

Movilidad social intergeneracional por ingresos en Colombia

Juan Sebastián Ramírez Zuluaga

Universidad Nacional de Colombia
Facultad de Ciencias Económicas, Maestría en Ciencias Económicas
Bogotá D. C., Colombia
2016

Movilidad social intergeneracional por ingresos en Colombia

Juan Sebastián Ramírez Zuluaga

Trabajo Final presentado como requisito parcial para optar al título de:
Magister en Ciencias Económicas

Director:

Manuel José Antonio Muñoz Conde

Línea de Investigación:

Desarrollo Económico

Universidad Nacional de Colombia

Facultad de Ciencias Económicas, Maestría en Ciencias Económicas

Bogotá D. C., Colombia

2016

"Por un mundo donde seamos socialmente iguales, humanamente diferentes y totalmente libres"

Rosa Luxemburgo

Agradecimientos

Agradezco a cada una de las personas que de una u otra forma estuvieron involucradas en la elaboración del presente documento y que aportaron elementos valiosos para su construcción.

A Luisa Bernat, Directora de Estudios Económicos del ICFES, por su aporte en temas metodológicos y su apoyo en el levantamiento de las bases de datos, sin las cuales hubiera sido imposible realizar este trabajo.

A Angélica Nieto, Contratista de Prosperidad Social; y Germán Romero, Contratista del DNP; por su tiempo y disposición en las discusiones que ayudaron a aclarar conceptos y orientar la metodología seguida en esta investigación. A Nancy Daza, profesional del DNP; y Néstor González, Subdirector de Estudios Macroeconómicos del DNP; por el apoyo en el levantamiento de las bases de datos.

Por último al profesor Manuel Muñoz, por su dedicación para dirigir este trabajo y resolver todas las dudas metodológicas que surgieron durante la elaboración.

Resumen

Este documento aporta nueva evidencia sobre las estimaciones de movilidad social en Colombia. En particular se utiliza una metodología que ha sido llevada a cabo en varios países de la región, con el propósito de estimar la movilidad social intergeneracional por ingresos. Adicionalmente se estima el índice de desigualdad de oportunidades, para encontrar posibles explicaciones a la movilidad social. Dentro de los principales hallazgos se destaca que la movilidad social por ingresos es baja, ligeramente menor que las medidas que utilizan las condiciones de vida y muy similar a las medidas que utilizan educación. También se encontró que Colombia está dentro de los países con menor movilidad, lo que es consistente con los altos niveles de desigualdad. Finalmente, se destaca que la baja movilidad está explicada en su mayoría por las condiciones al nacer y la baja igualdad de oportunidades que existe en el país.

Palabras claves: movilidad social, movilidad intergeneracional, desigualdad de oportunidades.

Clasificación JEL: D31, E24, J62.

Abstract

This document contributes with new evidence on the estimates of social mobility in Colombia. In particular, we applied a methodology that has been conducted in several countries in the region, in order to estimate the income intergenerational social mobility. Additionally, we measured the index of inequality of opportunity to get possible explanations for social mobility. The evidence suggests that income social mobility is slightly lower than common used measures as living condition. We also found that Colombia is among the countries with lower mobility, which is consistent with the high levels of inequality. Finally, we proved that low mobility is explained mostly by conditions at birth and the low equality of opportunities that exists in the country.

Key words: social mobility, intergenerational mobility, inequality of opportunity.

JEL classification: D31, E24, J62.

Contenido

	Pág.
1. Introducción	1
2. Marco teórico	7
2.1 Movilidad social	9
2.2 Índice de desigualdad de oportunidades	11
3. El modelo	15
4. Datos	21
5. Resultados	23
5.1 Regresión por MCO	23
5.2 Matrices de transición	25
5.3 Índices de desigualdad de oportunidades	26
5.4 Perfiles de oportunidad	30
6. Conclusiones y recomendaciones	33

1.Introducción

Colombia se caracteriza por ser uno de los países más desiguales del mundo según el índice de Gini. Este indicador mide la desigualdad por ingresos en una población determinada y toma valores entre cero y cien. Una población con un Gini de cero (0), se encuentra en total igualdad, es decir, cada persona tiene exactamente el mismo ingreso, mientras que si el Gini toma el valor de cien (100), significa total desigualdad, esto es, que una sola persona tiene todo el ingreso. Colombia es el décimo país más desigual del mundo, de un listado de 149 países; el tercero de América Latina; y el primero de los países de ingresos medio-altos latinoamericanos (Tabla 1).

Tabla 1. Índice de Gini – Listado de los 10 peores países

Posición	País	Índice de Gini
10	Colombia ⁽¹⁾	53,5
9	Honduras ⁽¹⁾	53,7
8	Lesoto ⁽⁴⁾	54,2
7	Zambia ⁽⁴⁾	55,6
6	Comoros ⁽⁷⁾	55,9
5	República Centro Africana ⁽⁶⁾	56,2
4	Botswana ⁽⁵⁾	60,5
3	Haití ⁽²⁾	60,8
2	Namibia ⁽⁵⁾	61,0
1	Sudáfrica ⁽³⁾	63,4

Fuente: Banco Mundial.

Notas: (1) Datos a 2013. (2) Datos a 2012. (3) Datos a 2011. (4) Datos a 2010. (5) Datos a 2009. (6) Datos a 2008. (7) Datos a 2004

El país se encuentra en una de las regiones más desiguales del mundo, de 20 países latinoamericanos que están en la muestra del Banco Mundial¹, 14 se encuentran en los 30 primeros lugares de las peores distribuciones del mundo. Hasta hace un par de años Colombia tenía el deshonroso segundo lugar de Latinoamérica, solamente superado por Haití. En la actualidad Honduras y Haití son más desiguales, pero el país se encuentra a escasos puntos del primero.

Si bien el país ha mejorado recientemente, las mejoras no se comparan con las experimentadas por otros países de la región. Por ejemplo, al comparar el índice de Gini entre 2004 y 2013, Colombia mejora solo en 2.6 puntos, frente a los 7.9 de Argentina, 7 de Bolivia y 6.8 de Ecuador (Tabla 2). Esto significa que el país se está quedando relegado en la región, así haya reducido el indicador recientemente.

Tabla 2. Índice de Gini de algunos países de Latinoamérica. 2004 y 2013.

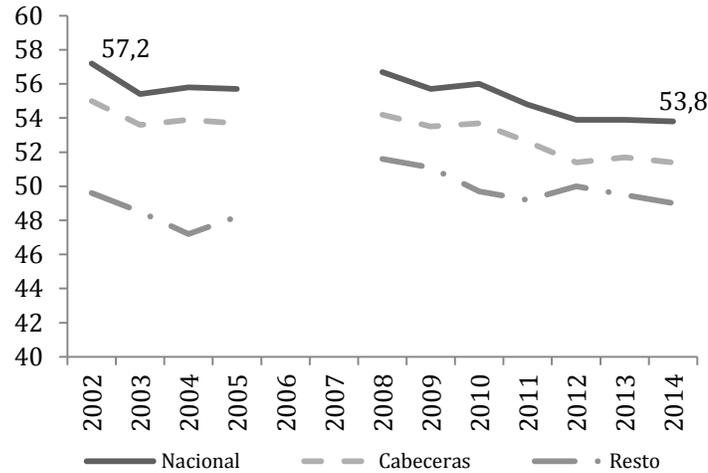
Posición actual	País	2004	2013	Cambio (puntos)
52	Argentina	50.2	42.3	-7.9
22	Bolivia	55	48.1	-7.0
24	Ecuador	54.1	47.3	-6.8
35	Perú	51.2	44.7	-6.5
56	Uruguay	47.1	41.9	-5.3
11	Brasil	56.9	52.9	-4.0
10	Colombia	56.1	53.5	-2.6

Fuente: Banco Mundial.

Al revisar la información disponible en Colombia sobre las mediciones de desigualdad de ingresos, se evidencia que la tendencia ha continuado hacia la baja² (Gráfico 1). En un periodo de once años (2002-2014), el índice de Gini ha bajado 3.4 puntos, sin embargo, estas reducciones siguen sin acercarse a las experimentadas en otros países de la región, donde en menos años se redujo mucho más el indicador.

¹ La información proviene de las encuestas de hogares de cada país y medidas con la misma metodología, con el fin de que se puedan comparar los resultados.

² Información del DANE sobre el índice de Gini a nivel nacional, urbano y rural.

Gráfico 1. Índice de Gini en Colombia

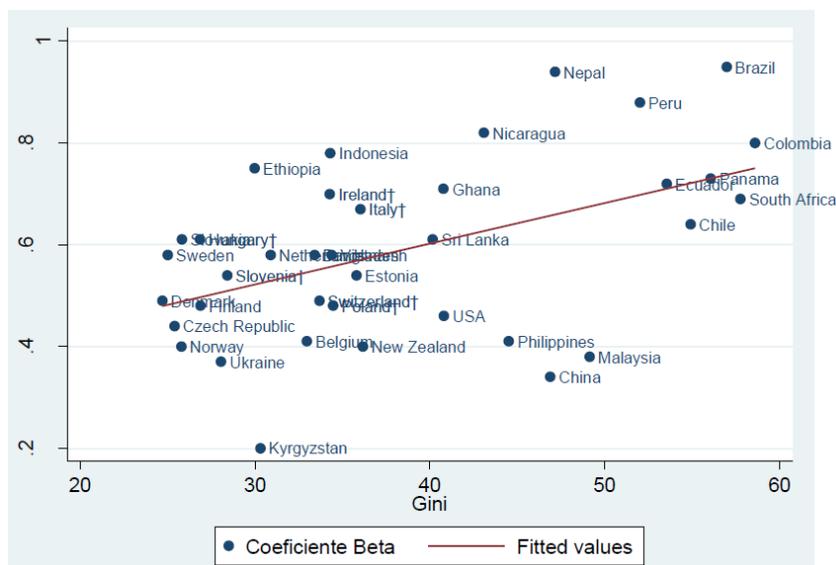
En este orden de ideas, las mediciones del índice de Gini, presentan cómo se distribuye el ingreso en la sociedad en un momento del tiempo, al comparar los ingresos de las diferentes personas en un año determinado. Sin embargo, este índice no permite comparar a las familias en diferentes momentos del tiempo, es decir, no es posible saber si personas que antes hacían parte de una familia de bajos ingresos, con el paso de los años pueden escalar socialmente, y hacer parte de una familia de ingresos medios o altos.

Las mediciones de movilidad social sí dan una idea de lo anterior, ya que determinan si una sociedad permite y cuenta con las condiciones para que, una persona ascienda socialmente. Para Montenegro (2013) “la desigualdad del ingreso, medida por el Gini, es un retrato, una foto instantánea de la inequidad de una sociedad en un momento determinado, [mientras que] las medidas de movilidad social nos dan una idea sobre la evolución de la desigualdad entre las familias de hoy y de mañana”.

Algunos autores han estudiado la relación existente entre la desigualdad por ingresos y la movilidad social. Estos han encontrado que en los países donde se presenta una alta desigualdad, la movilidad es baja. En el Gráfico 2 se puede observar esto, allí se

presenta el coeficiente de Gini y una de las medidas de movilidad social³. Esta medida es la correlación entre los años de educación de los hijos y de los padres, entre mayor es el coeficiente menor es la movilidad social. La relación entre estas dos variables presentada en el gráfico, tiene una pendiente positiva, lo que significa que a mayor desigualdad, menor es la movilidad en el país.

Gráfico 2. Desigualdad y movilidad social



Fuente: Angulo, Azevedo, Gaviria, & Páez (2012).

El presente trabajo estudia la movilidad social intergeneracional, basado en los ingresos al ser una de las variables que determina la posición social. Para desarrollar esto el documento se divide en seis secciones, siendo la primera de ellas esta introducción. En la segunda se muestra el marco teórico, donde se describe la metodología utilizada para medir la movilidad social y se presenta el índice de desigualdad de oportunidades, que aporta elementos para explicar las causas de la movilidad. En la tercera sección se detalla el modelo econométrico utilizado para las estimaciones; mientras que en la cuarta se describen las bases de datos utilizadas. En la quinta se muestran los principales

³ Esta medida de movilidad social se calcula por educación y no por ingresos. Más adelante se ampliarán las diferentes metodologías y variables usadas para abordar la movilidad social.

resultados obtenidos y finalmente en la sexta sección, se presentan las principales conclusiones del documento.

2. Marco teórico

Por medio del estudio de la movilidad social se aborda el problema de la desigualdad por ingresos, pero considerando la naturaleza dinámica de la población. Las mediciones tradicionales de desigualdad lo que hacen es comparar los ingresos de la población, en un periodo determinado, mientras que a través de la medición de la movilidad, se puede determinar si una sociedad está permitiendo que sus habitantes asciendan socialmente y mejoren las condiciones de vida que tuvieron al nacer.

La movilidad social es el movimiento de indicadores de resultado de status socioeconómico de una persona o familia, comparada entre distintos periodos de tiempo (Behrman, 2000). En este sentido para el estudio de la movilidad social se debe tener en cuenta indicadores de resultado que cambien a lo largo de tiempo, medidos en una persona o familia.

Para Conconi, Cruces, Olivieri, & Sánchez (2007) “la movilidad social intergeneracional, se refiere a la relación, o falta de relación, entre los resultados socioeconómicos de dos generaciones de una misma familia. El indicador de resultados es, en general, el nivel de ingresos o, especialmente, el nivel educativo alcanzado”.

En este sentido, por movilidad social se entiende el ascenso social que experimenta una persona o una familia, en términos de una mejora en el largo plazo de la posición que ocupa en la sociedad. En otras palabras, alguien asciende socialmente cuando mejora su ubicación en los percentiles del ingreso (o en cualquier otra variable de resultado).

Para Angulo, Azevedo, Gaviria, & Páez (2012) es importante que en un país exista movilidad debido a que “aumenta, bajo una serie de supuestos razonables, el crecimiento económico (...). La movilidad también parece estar asociada con menores demandas

populistas, esto es, con un electorado más consciente de los límites y los riesgos de la redistribución estatal (...). Además, la movilidad tiende a estar asociada con menores niveles de desigualdad y una mayor justicia social. Las sociedades con mayor movilidad tienden a ser, a su vez, más igualitarias (...). [Adicionalmente] las mediciones de movilidad social permiten una mejor interpretación y entendimiento de las mediciones tradicionales de desigualdad y pobreza; además, contribuyen a aumentar la calidad del debate y la discusión.”

En Colombia la movilidad social se ha estudiado desde dos perspectivas: educación y calidad de vida. En la primera se valida si el hijo tiene una mayor educación que su padre; y en la segunda, si el hijo se encuentra en mejores condiciones de vida que su padre. Sin embargo, en el país no se ha abordado el estudio de la movilidad social intergeneracional desde una perspectiva de ingresos.

Una de las mayores dificultades que se presenta para llevar a cabo cualquier medición de movilidad social, se debe a la ausencia de encuestas longitudinales que recojan información de las personas a lo largo de toda su vida. Esta dificultad se presenta principalmente en los países en vía de desarrollo, entre ellos Colombia. Para corregir esta ausencia de información y poder realizar las estimaciones, en el marco de este trabajo se ha construido un panel retrospectivo, a partir de las encuestas de hogares, donde al jefe de hogar se le pregunta por la educación y las condiciones sociales de sus padres, cuando él era niño.

Sin embargo, en las encuestas de hogares no se incluyen preguntas sobre el ingreso de los padres, debido principalmente a que si se hiciera, sería una variable poco confiable. Es mucho más fácil que una persona recuerde la educación de su padre o las condiciones en las que vivía, que el salario que este tenía. Esto impide realizar las estimaciones de movilidad social por ingreso, con la información proveniente de las encuestas de hogares en Colombia.

Para corregir esta ausencia de información sobre los ingresos de los padres, lo que se ha hecho en la literatura internacional es estimarlos, a partir de la información que suministran los jefes de hogar sobre sus padres y encuestas de hogares viejas. Estas

últimas permiten calcular los determinantes del salario, cuando los padres de los jefes de hogar se encontraban trabajando.

El presente trabajo replica esta metodología usando datos para Colombia, lo que a la fecha no se ha realizado, con el fin de obtener nuevas mediciones sobre la movilidad social intergeneracional, esta vez basadas en los ingresos. Así mismo, se aportan elementos que permiten explicar las causas de la movilidad social en el país, por medio del índice de desigualdad de oportunidades.

2.1 Movilidad social

La forma como tradicionalmente se mide la movilidad social, es a través de la comparación de una serie de características de los hijos frente a las de los padres, entre las que se destacan: la educación, el ingreso permanente, el estatus ocupacional, condiciones sociales, riqueza, etc. Si el hijo se encuentra en una mejor (peor) posición que la que se encontraba el padre, entonces se puede decir que este ascendió (descendió) socialmente.

Como ya se reseñó, el principal inconveniente que se presenta a la hora de medir la movilidad social es la falta de datos longitudinales. Adicionalmente Angulo *et al.* (2012) plantean que el debate de la movilidad social “ha enfrentado a economistas y sociólogos por décadas: los primeros prefieren las medidas basadas en el ingreso, los segundos, las basadas en el estatus social. Pero más allá de estas controversias, las investigaciones existentes han usado los datos disponibles –que no son muchos– y han evadido (o aplazado) el debate sobre la validez o conveniencia relativa de las diferentes definiciones de bienestar o desempeño socioeconómico.”

Para el caso colombiano, todos los estudios se centran en comparar el nivel educativo de los jefes de hogar (hijos), frente al de sus padres. Sin embargo, en algunos de ellos no solo revisan la movilidad social a partir de la educación alcanzada, sino que también lo hacen a partir de un indicador de condiciones sociales⁴. Este indicador se construye con

⁴ Dentro de los trabajos que estudian la movilidad por educación se destacan: Bonilla (2010); Cartagena (2003); Conconi, Cruces, Olivieri, & Sánchez (2007); Gaviria (2002); y Gaviria (2007).

base en la Encuesta de Calidad de Vida y Movilidad Social de 2010, donde se incluyó un módulo donde se les preguntaba a los jefes de hogar, por las condiciones sociales que tenían a los diez años.

En la literatura existen fundamentalmente dos metodologías a través de las cuales se puede abordar la medición de la movilidad social, independientemente de la variable usada como resultado: (i) la estimación de matrices de transición; y (ii) estimación por regresión MCO.

Las matrices de transición permiten estimar la probabilidad de pasar de un estado a otro en un periodo de tiempo determinado. Aplicado a la movilidad social intergeneracional, con las matrices se pueden medir “los movimientos entre categorías relevantes o segmentos de la distribución (quintiles, deciles, etc.). En cierto sentido, las matrices de transición permiten una mayor flexibilidad (...) pues pueden capturar asimetrías y fenómenos similares. Las matrices permiten, por ejemplo, diferenciar la movilidad hacia arriba de la movilidad hacia abajo” (Angulo, *et al.*, 2012). Tradicionalmente, las matrices se utilizan para determinar la probabilidad de que un grupo poblacional pase de un nivel de educación a otro, en un lapso de tiempo dado. En este trabajo la variable no será la educación, sino los ingresos.

Por su parte, con la estimación por MCO, lo que se hace es una regresión lineal entre dos variables. La primera es una condición del hijo que puede ser años de educación, ingresos, riqueza; y la segunda es la misma condición, pero en el padre. Con esta medición se calcula la correlación que existe entre el logro de los hijos y de los padres. Esta es una medida de inmovilidad, debido a que si el parámetro beta de la regresión es igual a uno (1) significa que no existe movilidad, pues el decil del ingreso de los padres (o de cualquier otra variable), determinará cuál será el decil de los hijos. Contrario ocurre cuando el parámetro es igual a cero (0), en este caso la posición de los hijos no estará determinada por la de sus padres y por tanto, es una situación de perfecta movilidad. “Es decir, en condiciones de igualdad de oportunidades el éxito económico de la presente

Los trabajos que además de educación estudian la movilidad por condiciones de vida son: Galvis & Meisel (2014); y Angulo, Azevedo, Gaviria, & Páez, (2012).

generación no debería ser determinado por el logro de las anteriores generaciones” (Galvis & Meisel, 2014).

2.2 Índice de desigualdad de oportunidades

Con el fin de poder explicar los resultados que se obtienen de la anterior metodología, en este trabajo se construirá el índice de desigualdad de oportunidades, para así determinar si los resultados obtenidos en términos del ingreso, se deben a las circunstancias al nacer de las personas. Es decir, que si el lugar de nacimiento, la educación de los padres, la posición ocupacional de los padres, la etnia, entre otros factores que están dados al nacer, determinan el éxito o fracaso a lo largo de la vida.

En una sociedad justa, donde se garantiza la igualdad de oportunidades para sus habitantes, se esperaría que estas condiciones de nacimiento no determinen los resultados de las personas. En esta sociedad justa, los resultados se ven influenciados tanto por las acciones propias del individuo, como del accionar mismo del Estado para garantizar su desarrollo, y no por las condiciones al nacer.

En este orden de ideas, se espera validar si los resultados en términos de movilidad social por ingresos se ven influenciados por las circunstancias al nacer. Para hacer esto, se construyó el índice de desigualdad de oportunidades con base en la metodología de Ferreira & Gignoux (2011), que ha sido replicada en Colombia por Ferreira & Meléndez (2012).

La metodología de estos autores, parte del supuesto que y es el resultado que obtienen los individuos, C es un grupo de variables circunstanciales, que son los factores que no puede modificar el individuo, E son variables de esfuerzo y que por tanto, el individuo puede modificar a lo largo de su vida y u son los efectos aleatorios o la suerte. El supuesto del modelo es que el esfuerzo es endógeno y por tanto se verá afectado por las circunstancias, es decir que la ecuación del esfuerzo será $E(C, v)$, donde v es el error.

Por tanto, la ecuación de los resultados será:

$$y = f(C, E(C, v), u) \quad (1)$$

Para la estimación de los índices de desigualdad de oportunidades, se realiza una estimación de la ecuación anterior por medio de MCO, para así estimar el índice. De este modo se estima la ecuación 2.

$$\ln y = C\beta + \varepsilon \quad (2)$$

En este estudio la variable de resultado será el ingreso de los jefes de hogar en 2010 y las variables circunstancia son: la zona de nacimiento (urbano o rural), el máximo nivel educativo alcanzado por los padres y la posición ocupacional de los padres, cuando el jefe de hogar tenía 10 años.

A partir de los coeficientes estimados en la regresión anterior, se construye una distribución del ingreso suavizada, en donde el ingreso suavizado de cada individuo se obtiene a partir de la media del grupo al que pertenece. Es decir, que se obtiene una distribución en donde el ingreso depende de las circunstancias y por tanto, la ventaja predicha (o ingreso suavizado) es igual para todos los individuos con las mismas circunstancias:

$$\tilde{\mu}_i = \exp[C_i\hat{\beta}] \quad (3)$$

Esto permite hacer una estimación de los índices de desigualdad de oportunidades, debido a que se obtiene una nueva distribución suavizada del ingreso, al eliminarse la desigualdad explicada por el esfuerzo y la suerte, y por tanto, el ingreso obtenido solo depende de las circunstancias.

Adicionalmente, se puede construir una versión estandarizada de la distribución “en la que la ventaja de cada individuo se normaliza multiplicándola por la media de la distribución y dividiéndola por la media del grupo al que el individuo pertenece, de esta forma es posible aproximarse de una manera indirecta a la medición de la inequidad de oportunidades (eliminando primero la inequidad con origen en las circunstancias)” Ferreira & Meléndez (2012). El estimador paramétrico de la versión estandarizada es:

$$\tilde{v}_j = \exp[\bar{C}_i\hat{\beta} + \hat{\varepsilon}] \quad (4)$$

La barra indica el promedio de las circunstancias de todos los individuos.

En otras palabras, para aproximarse a la estimación de la desigualdad de oportunidades se puede utilizar una versión no estandarizada y una estandarizada. En la primera se hace una estimación directa de cuanta de la desigualdad observada, proviene de las circunstancias; y, por tanto, lo que se realiza es una estimación de una distribución suavizada en donde el ingreso de los individuos solo depende de las circunstancias. En la versión estandarizada lo que se realiza es una estimación indirecta, en donde a la distribución observada se le extrae la desigualdad de las circunstancias y por tanto en este caso la distribución suavizada solo contiene información del esfuerzo (el error en el modelo). En este trabajo solo se utiliza la versión estandarizada.

A partir de esto Ferreira & Gignoux (2011), proponen dos medidas para el cálculo de la desigualdad de oportunidades en la versión estandarizada: 1. Índice de igualdad de oportunidades absoluta (IOL, Index of Opportunity Level) y 2. Índice de igualdad de oportunidades relativa (IOR, Index of Opportunity Ratio):

$$IOL = T_0(y) - T_0(\tilde{v}) \quad (5)$$

$$IOR = 1 - \frac{T_0(\tilde{v})}{T_0(y)} \quad (6)$$

Donde T_0 , corresponde a la desviación media logarítmica (MLD, por sus siglas en inglés) o también al índice de Theil (0). Esta es una medida estándar de desigualdad, que toma valores entre 0 y 1, y entre más cercano a uno más desigual es la distribución. “El IOL es una medida absoluta de la desigualdad de oportunidades, construida como la diferencia entre el índice de desigualdad Theil(0) calculado sobre la variable de resultado y, el índice de desigualdad Theil(0) calculado sobre la distribución (simulada), que resultaría si las circunstancias de todos los individuos al nacer fueran idénticas. El IOR es una medida relativa de desigualdad de oportunidades, (la relación entre el IOL y el Theil (0) de la distribución real), que indica la diferencia porcentual entre las dos versiones de este índice” Ferreira & Meléndez (2012).

Con el IOR se realiza la estimación de la proporción del ingreso observado, que es explicado por las condiciones o circunstancias al nacer⁵. Es decir, se obtiene el porcentaje de la desigualdad total, que es explicada por las circunstancias. Con este índice de desigualdad, se puede determinar si variables como el lugar de nacimiento, la educación o la posición ocupacional de los padres, tiene un efecto significativo en los resultados alcanzados por las personas, en términos de su ingreso.

Siguiendo a Galvis & Meisel (2014)⁶, luego de construir las matrices de movilidad social, se divide a la población en tres grupos: los que ascendieron socialmente, los que descendieron y los que se quedaron en la misma posición social. A continuación, para cada uno de los grupos, se realiza la estimación de índice de desigualdad de oportunidades, con el fin de encontrar si el ascenso, descenso social o no movilidad, está determinado por las condiciones al nacer.

A partir de estos resultados, se podrá decir si las circunstancias al nacer permiten o impiden el ascenso social, así como saber cuáles de ellas son las que lo hacen en mayor o menor medida, para poder explicar las posibles causas de la movilidad social en Colombia. Así mismo, esto permitirá contrastar los resultados con la alta desigualdad que se presenta en el país y con otras estimaciones de movilidad social en Colombia.

⁵ El indicador debe ser interpretado como el límite inferior de la desigualdad explicada por las circunstancias, debido a que no se incluyen todas las circunstancias de nacimiento de una persona.

⁶ Estos autores realizan la estimación de la movilidad social no para el ingreso, sino para un índice de calidad de vida.

3.El modelo

El punto de partida, a través del cual se ha estudiado la movilidad intergeneracional por ingresos, es la estimación del parámetro β del siguiente modelo de regresión lineal:

$$Y_i^{hijo} = \alpha + \beta Y_i^{padre} + \varepsilon_i \quad (7)$$

Donde Y_i^{hijo} corresponde al logaritmo del ingreso permanente del hijo de la familia i , Y_i^{padre} denota el logaritmo del ingreso permanente del padre de la familia i y ε_i es el término de error independiente, con las características tradicionales en un modelo de regresión. El coeficiente β representa la elasticidad del ingreso de los hijos con respecto al ingreso de los padres. Si β es igual a cero, significa que existe movilidad perfecta en la sociedad, porque el ingreso permanente de los hijos no tiene una relación estadística con el ingreso permanente de los padres. Por el contrario, si β es igual a uno, implica que no existe movilidad, es decir, que el desempeño entre padres e hijos es idénticos y por tanto los hijos no tienen posibilidades de tener un ingreso diferente al que tuvo su padre, por más esfuerzo que realice en la sociedad para ello.

Ahora bien, en la práctica no se observa el ingreso permanente, sino que se tiene información sobre el ingreso corriente que reportan las personas anualmente en las encuestas de hogares. Solon (1992) y Zimmerman (1992) han demostrado que el uso de los ingresos de un solo año puede llevar a subestimaciones del coeficiente de transmisión intergeneracional, debido fundamentalmente a la presencia de componentes transitorios en los ingresos corrientes. Para corregir este sesgo, se ha recurrido a uso de datos panel, con el fin de calcular el promedio del ingreso de varios años, para así tener una medida más estable del ingreso. Desafortunadamente en Colombia y en otros países en vía de desarrollo, no se cuenta con esta información, y por tanto, lo que se ha hecho es utilizar jefes de hogar en edades donde el ingreso corriente sea similar al ingreso permanente.

Otro de los problemas que se presenta en la literatura, es que no se cuenta con datos del ingreso de los padres emparejado con el de los hijos. Es decir, que no se tiene la información para estimar directamente la ecuación 7. Para resolver esto, lo que se ha hecho en algunos países de la región como Brasil, Perú, Ecuador, Argentina y Chile, donde tampoco existen datos longitudinales, es recurrir a dos muestras de hogares diferentes, y realizar la estimación en dos etapas. En la primera etapa se realizan estimaciones de ecuaciones de salario tradicionales tipo Mincer (1974), donde el salario depende principalmente de los años de educación, la experiencia potencial y la posición ocupacional. Así se encuentran los determinantes del salario, cuando los padres de los jefes de hogar se encontraban trabajando y, además, tomaron las decisiones sobre la educación de sus hijos. En la segunda etapa se utilizan los coeficientes encontrados para predecir el ingreso de los padres de los jefes de hogar, con la información que los jefes reportaron sobre sus padres, cuando los jefes eran niños.

Esta metodología se conoce con varios nombres en la literatura: Mínimos Cuadrados en Dos Etapas en Dos Muestras (Two-Sample Two-Stage Least Squares – TSTLS), variables instrumentales en dos muestras; o procedimiento de imputación cold-deck (Nicoletti & Ermisch, 2008). La metodología TSTLS fue propuesta inicialmente por Arellano & Meghir (1992) y Angrist & Krueger (1992) y seguida por Björklud & Jäntti (1997).

En este trabajo se sigue el desarrollo de Núñez & Miranda (2011), los cuales realizaron las estimaciones para Chile. Estos autores llevaron a cabo una metodología muy similar a la llevada a cabo en otros países de la región. A través de TSTLS, se encuentra una proxy del ingreso de los padres de los jefes de hogar, entre 25-52 años en la Encuesta de Calidad de Vida y Movilidad Social de 2010 (muestra 1), usando la información de encuestas de hogares de los setenas, ochentas y noventas (muestra 2).

Formalmente lo que se tiene es la siguiente ecuación:

$$Y_i^{hijo} = \alpha + \beta Y_i^{padre} + \varepsilon_i \quad (8)$$

Sin embargo como no se observa la información de la variable Y_i^{padre} en la Encuesta de Calidad de Vida y Movilidad Social (ECVyMS) de 2010, se debe buscar un instrumento Z_i a través del cual se pueda estimar los ingresos de los padres, recurriendo a las encuestas de hogares viejas⁷. En este sentido, en la primera etapa se estima para cada uno de los años la siguiente ecuación por MCO, utilizando las encuestas de hogares de 1976, 1980, 1985 y 1991⁸:

$$Y_j^{padre} = \gamma + \delta Z_j^{padre} + \epsilon_j \quad (9)$$

Producto de estas estimaciones, se obtienen los coeficientes estimados $\hat{\delta}$, para cada uno de los años. Con estos coeficientes, se hace una predicción de los ingresos de los padres de los jefes de hogar, con la información que proveen los mismos jefes de hogar sobre sus padres en la ECVyMS-2010. De modo que el ingreso estimado para cada padre es:

$$\hat{Y}_i^{padre} = \hat{\delta} Z_i^{padre} \quad (10)$$

Ahora, se cuenta con la información de los ingresos de los padres de los jefes de hogar en 2010, que era la variable no observada en la encuesta. Y por tanto, con la información de las ecuaciones 3 y 4, se puede calcular el coeficiente β , para así estimar, en la segunda etapa, la elasticidad intergeneracional del ingreso por medio de la siguiente ecuación:

$$Y_i^{hijo} = \alpha + \beta \hat{Y}_i^{padre} + \epsilon_i \quad (11)$$

De este modo, con la estimación de las ecuaciones 3 y 5, la primera utilizando la información de las encuestas de hogares viejas (70's, 80's y 90's) y la segunda utilizando la información de la ECVyMS de 2010, se estima el parámetro β .

⁷ Como instrumentos se utiliza el nivel educativo y la posición ocupacional de los padres, la edad, el tamaño del hogar y la zona de nacimiento.

⁸ Los ingresos de los cuatro años fueron deflactados a precios de 2010 utilizando el IPC, de modo tal que se tienen la información de ingresos a precios constantes y se puedan comparar entre los diferentes años.

En particular en este trabajo en la primera etapa (ecuación 9), se estima un modelo tradicional de Mincer, para predecir los ingresos de los padres de los jefes de hogar de 2010:

$$Y_j^{padre} = \gamma + \sum_{n=1}^5 \delta_n NI_{nj} + \sum_{n=1}^9 \delta_n PO_{nj} + \delta_1 edad_j + \delta_2 edad_j^2 + \delta_3 tamhog_j + \delta_4 zonanaci_j + \epsilon_j$$

Donde NI_{nj} corresponde a dummies para cada nivel educativo alcanzado por el padre, PO_{nj} son dummies por cada posición ocupacional, $tamhog_j$ es el tamaño del hogar, $zonanaci_j$ es una dummy con 1, si la persona nació en la zona urbana y ϵ_j es el término aleatorio de error. Además se incluye la edad, como proxy de la experiencia y la edad al cuadrado para recoger información sobre el ciclo de vida. En la Tabla 3 se describen las nueve variables utilizadas de posición ocupacional⁹ y las cinco dummies de nivel educativo¹⁰, que se utilizan en el modelo descrito. Las encuestas de hogares viejas, corresponden a la Encuesta Nacional de Hogares de los años 1976, 1980, 1985 y 1991.

En la segunda etapa (ecuación 11) se utilizan los parámetros estimados en la ecuación 9 y la información que reportan los jefes de hogar sobre sus padres en la ECVyMS de 2010, para así predecir el ingreso de los padres de los jefes de hogar de 2010:

$$\hat{Y}_i^{padre} = \hat{\gamma} + \sum_{n=1}^5 \hat{\delta}_n NI_{ni} + \sum_{n=1}^9 \hat{\delta}_n PO_{ni} + \hat{\delta}_1 edad_i + \hat{\delta}_2 edad_i^2 + \hat{\delta}_3 tamhog_i + \hat{\delta}_4 zonanaci_i \quad (12)$$

⁹ La posición ocupacional de referencia es diferente en cada año, debido a que no todas las variables fueron significativas. Para 1976 las posiciones ocupacionales de referencia eran: PO1, PO7, PO8 y PO9. En 1980: PO3, PO4, PO5, PO7 y PO9. En 1985: PO4. Y en 1991: PO1, PO2, PO7.

¹⁰ El nivel educativo de referencia es sin educación para todos los años, con excepción de 1976, que incluye también primaria completa (NI2).

Ahora, con el ingreso estimado de los padres, se puede encontrar el parámetro β , con la estimación de la siguiente ecuación:

$$Y_i^{hijo} = \alpha + \beta \hat{Y}_i^{padre} + \varepsilon_i \quad (13)$$

Tabla 3. Variables de educación y posición ocupacional

Nombre	Variable
PO1	Trabajador familiar sin remuneración
PO2	Obrero o empleado particular
PO3	Obrero o empleado gobierno
PO4	Empleado doméstico
PO5	Trabajador por cuenta propia
PO6	Patrón o empleador
PO7	Oficios del hogar
PO8	Estudiando
PO9	Invalído
NI1	Algunos años de primaria
NI2	Primaria completa
NI3	Algunos años de secundaria
NI4	Secundaria completa
NI5	Superior o universitaria

La metodología descrita anteriormente está sujeta a algunos sesgos que han sido identificados en la literatura, que vale la pena destacar. Núñez y Miranda (2011) presentan el sesgo que fue identificado por Solon (2002), que puede surgir si el nivel educativo y la posición ocupacional del padre, además de estar correlacionados con los ingresos del padre, también están correlacionados con los ingresos del hijo. Por lo tanto, en la regresión de la segunda etapa, donde se utiliza el nivel educativo y la ocupación para predecir los ingresos del padre, y no se incluyen como variables explicativas de los ingresos del hijo, se presentaría un problema de variable omitida, que produciría un sesgo hacia arriba en la estimación de β .

Por su parte, Nicoletti & Ermisch (2008), demuestran que el estimador de TSTOLS es asintóticamente similar a la estimación en una sola muestra. “Por tanto, la regla bien conocida para la elección de los instrumentos en la estimación de variables instrumentales basados en una sola muestra, también se aplica a la estimación TSTOLS.

Los instrumentos elegidos deben tener la menor correlación con el error en la ecuación principal (la ecuación de la movilidad intergeneracional) y la máxima correlación con la variable que se instrumenta (los ingresos de los padres)”.

A pesar de la existencia de este potencial sesgo, Jerrim, Choi, & Simancas (2014) plantean que la movilidad intergeneracional por ingresos es un tema de interés para la academia y para decisiones de políticas públicas, sin embargo, no es tema trivial producir estimadores consistentes. En la mayoría de países no se cuenta con la información para que no se presente este sesgo, por tanto, muchos estudios a lo largo del mundo han utilizado la técnica de TSTSLS, para resolver el problema de falta de información. Sin embargo, esto crea un nuevo inconveniente, porque como se ha mostrado, se crea un potencial sesgo hacia arriba en la estimación, que es difícil de resolver, pero que se puede reducir. Para esto Jerrim *et al.* (2014), presentan una serie de sugerencias a los investigadores a la hora de utilizar este método de estimación y reducir el sesgo que se presenta. Dentro de estas recomendaciones se destaca, que es muy importante la selección del modelo en la primera etapa, porque la elasticidad es muy sensible a cambios en el número de variables incluidas, por tanto se deben buscar modelos que se ajusten bien y predigan el ingreso adecuadamente.

Lo anterior implica que la existencia de este potencial sesgo estará presente en la metodología y el investigador debe ser consciente de ello. Sin embargo, al hacer las comparaciones con las estimaciones para otros países, se está contrastando bajo una metodología similar expuesta al mismo tipo de sesgo, lo que permite que se confronten los resultados obtenidos.

4. Los datos

La información empleada en este documento proviene de dos fuentes. En la primera etapa se emplea información de la Encuesta Nacional de Hogares (ENH) para los años 1976, 1980, 1985 y 1991. Estas bases de datos contienen información sobre la edad, posición ocupacional, nivel educativo, zona de nacimiento, salario y demás información relevante para calcular las ecuaciones mincerianas. En la segunda etapa, se utiliza la información de la Encuesta de Calidad de Vida y Movilidad Social de 2010, donde existe un módulo que les pregunta a los jefes y conyugues entre 25 y 65 años, sobre información cuando ellos tenían 10 años. Por tanto, se cuenta con variables como la edad, la posición ocupacional y el nivel educativo, de los padres de los jefes de hogar.

Este trabajo se enfoca en la movilidad entre padres hombres e hijos, por dos razones. La primera es para omitir problemas asociados a la baja participación femenina en el mercado de trabajo, que era mucho mayor en las décadas donde se calculan las ecuaciones mincerianas. Y la segunda, es que facilita la comparación internacional del parámetro β , al seguir la misma metodología que se ha llevado en la mayoría de estudios.

El supuesto que existe detrás de la selección de los años en la ENH, es que las principales decisiones de educación se toman cuando los hijos tienen entre 6 y 18 años. Por lo tanto, los hijos que tenían entre 6 y 18 años en 1976, para el 2010 son jefes de hogar que tienen entre 40 y 52 años; así mismo, el año 1980 corresponde a los jefes de hogar de 36 a 48 años en 2010; por su parte, el año 1985 corresponde a los jefes de hogar de 31 a 43 años en 2010 y finalmente el año 1991, son los que tienen entre 25 y 37 años en 2010.

Es así como en el presente trabajo se puede determinar la movilidad social intergeneracional por ingresos, para los jefes de hogar que en el 2010 tenían entre 25 y 52 años¹¹. Sin embargo, como para un mismo año se podrían utilizar dos encuestas, se decidió que cada encuesta se utiliza para un rango de 6 años. Es decir, con la ENH del año 1976 se realiza una estimación de la ecuación de ingresos; los coeficientes encontrados para este año se utilizan para predecir el ingreso de los padres de los jefes de hogar, que en el 2010 tenían entre 46 y 52 años; y así para las demás encuestas. En suma, con las ENH de los años 1976, 1980, 1985 y 1991, se obtiene la información de los ingresos de los padres de los jefes de hogar que en el 2010 tenían entre: 46-52, 39-45, 32-38 y 25-31 años, respectivamente.

¹¹ En la ECVMS 2010, las preguntas retrospectivas sobre el padre de los jefes de hogar se las realizan a la población entre 25 y 65 años, pero no se cuentan con encuestas antes de 1976, por tanto no se puede obtener información para la población entre 53 y 65 años.

5. Resultados

5.1 Regresión por MCO

A continuación se presentan los resultados obtenidos para la estimación de la ecuación 11, que corresponde a la segunda etapa. Los resultados de la primera etapa se encuentran en el Apéndice 1. Las estimaciones se realizan para los jefes o conyugues en la ECVMS de 2010, que corresponden a los hijos en el modelo descrito en la sección anterior. Para las estimaciones se utilizaron cinco modelos, con el fin de encontrar el coeficiente β , para diferentes grupos poblacionales (Tabla 4)¹².

Tabla 4. Regresiones de ingresos

Variables	Variable dependiente: ingreso del hijo				
	Año de muestra				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	Regresión Ingreso Total	Regresión Ingreso hombre	Regresión Ingreso Mujer	Regresión Ingreso 25-39	Regresión Ingreso 40-52
Ingreso del padre	0.737 (0.07301)***	0.762 (0.0905)***	0.727 (0.1112)***	0.966 (0.0809)***	0.495 (0.1177)***
Constante	3.584 (0.96273)***	3.464 (1.1941)**	3.458 (1.466)**	0.544 (1.0686)*	6.790 (1.548)***
Observaciones	1,781	1,029	752	903	878
R cuadrado	0.09	0.14	0.07	0.18	0.04

Errores estándar robustos entre paréntesis. ***p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1
Fuente: Cálculos propios a partir de ENH 1976, 1980, 1985 y 1991; y ECV 2010.

¹² En el Anexo 2 se presenta la regresión haciendo bootstrapping para la estimación del error estándar y los resultados son similares.

En el modelo con toda la población de hijos el coeficiente beta es de 0,74. Al dividir la población por sexo, se encuentra que la población de mujeres tiene un coeficiente beta de 0,73 y que los hombres de 0,76. Lo que significa que la movilidad social intergeneracional entre hombres y mujeres es muy similar. Cuando se divide la población en grupos etarios, los resultados son los esperados. La población entre 25 y 39 años tiene una menor movilidad que la que se presenta en el grupo de 40-52 años. Esto se debe a que a medida que las personas tienen más años, su ingreso se incrementa y por tanto, tienen una mayor probabilidad de tener un salario más alto que el de sus padres.

Sin embargo, al hacer la comparación con otros países, se evidencia que la movilidad intergeneracional por ingresos en Colombia es baja. En la Tabla 5 se presenta un listado de coeficientes betas calculados en otros estudios, con una metodología similar a la llevada a cabo en el presente documento. Los resultados no son alentadores para el país. En el grupo de 19 países donde se han realizado estas estimaciones, Colombia se encuentra en los peores lugares al lado de Sudáfrica y Brasil. Si bien los rangos de edad que se han utilizado en otros países son mucho menores, las comparaciones dan una idea de la posición que ocupa Colombia en términos de movilidad social.

Tabla 5. Estimación del coeficiente beta en algunos países

País	Estudio	Edad	Coefficiente beta
Países nórdicos	Corak (2006)	–	0,19
Canadá	Fortin y Lefebvre (1998)	17-59	0.19-0.22
China	Labar (2007)	16-30	0.18 - 0.26
Australia	Leigh (2007)	25-54	0.2-0.3
Japón	Lefranc et al. (2008)	30-50	0,25
Suecia	Björklud y Jántii (1997)	29-38	0,28
Alemania	Corak (2006)	–	0,32
Francia	Lefrane y Trannoy (2004)	30-40	0.36-0.43
Reino Unido	Dearden, Machin y Reed (1997)	33	0.39-0.59
Nepal	Grawe (2001)	–	0,44
Pakistan	Grawe (2001)	–	0,46
Italia	Piraino (2007)	30-45	0,48
EEUU	Björklud y Solon (1992)	28-36	0,52
Chile	Núñez and Miranda (2006)	–	0,52
Malasia	Grawe (2001)	–	0,54
Perú	Grawe (2004)	–	0,67
Brasil	Dunn (2004)	25-34	0,69
Colombia	Este estudio	25-52	0,74
Sudáfrica	Hertz (2001)	27-34	0.76-0.87

Fuente: Construcción propia con base en Jiménez & Jiménez (2009), Azevedo & Bouillon (2009) y Núñez & Miranda (2011).

En la Tabla 6 se presentan dos medidas adicionales de movilidad social. La primera es por educación, la más usada en la literatura, y la segunda es por un índice de condiciones de vida. Al comparar la movilidad por ingresos, frente a las otras dos medidas de movilidad, se evidencia que por ingresos es mucho menor que por condiciones de vida y muy similar por educación. En Colombia se presentan los índices más altos de inmovilidad, lo que es consistente con lo encontrado en este documento.

Tabla 6. Otras medidas de movilidad social

Educación			
País	Total	Hombres	Mujeres
Colombia	0,74	0,75	0,72
México	0,63	0,63	0,63
Chile	0,46	0,48	0,45
Índice de nivel socioeconómico			
País	Total	Hombres	Mujeres
Colombia	0,60	0,63	0,52
México	0,49	0,50	0,47
Chile	0,49	0,50	0,47

Fuente: Angulo *et al.* (2012)

5.2 Matrices de transición

En la Tabla 7 se muestra el resultado de la estimación de las matrices de transición. En estas se compara el decil del ingreso de los padres, frente al decil del ingreso que tiene el hijo o jefe de hogar en 2010. La mayor movilidad se presenta en los quintiles medios de la distribución. Por otro lado, en el quintil cinco la persistencia es mucho mayor, el 41% de los individuos permanece en la misma posición que ocuparon sus padres en la distribución del ingreso. Sin embargo, para todos los quintiles del ingreso, la probabilidad más alta se encuentra asociada a permanecer o descender un quintil, en la generación siguiente.

Con el fin de reducir la variación en las matrices de transición, en la Tabla 8 se crean tres categorías del ingreso: 40% inferior, 40% medio y 20% superior del ingreso. Estas nuevas distribuciones, permiten observar mejor las probabilidades asociadas a permanecer en determinado grupo poblacional. En ese sentido, si una persona tiene un padre que pertenecía al 40% más pobre de la población, tiene un 50% de probabilidades de permanecer en el mismo grupo poblacional de su padre y un 37% de pasar al 40%

medio. Por su parte si el padre se encontraba en el 40% medio del ingreso, tiene 44% de probabilidades de permanecer en el mismo grupo poblacional y 40% de probabilidades de descender al 40% más pobre.

Tabla 7. Matrices de transición por quintiles

		Quintil del ingreso del hijo				
		1	2	3	4	5
Quintil del ingreso del padre	1	28.4	23.5	18.7	15.8	13.7
	2	29.5	17.6	17.6	20.9	14.5
	3	19.6	21.0	26.3	19.3	13.8
	4	21.5	18.5	22.1	20.9	17.0
	5	10.5	10.0	15.1	23.7	40.7

Fuente: Cálculos propios a partir de ENH 1976, 1980, 1985 y 1991; y ECV 2010.

Esto significa que las probabilidades más altas siempre están en el mismo grupo poblacional y por tanto son pocas las posibilidades que una persona ascienda socialmente en términos de ingreso. Incluso, en algunos percentiles, son más altas las probabilidades de descender, lo que significa que una persona puede ubicarse en un grupo de ingresos inferior al de su padre.

Tabla 8. Matrices de transición por grupos de ingreso

		Posición del hijo		
		40% inferior	40% medio	20% superior
Posición del padre	40% inferior	49.5	36.5	14.1
	40% medio	40.3	44.3	15.4
	20% superior	20.5	38.8	40.7

Fuente: Cálculos propios a partir de ENH 1976, 1980, 1985 y 1991; y ECV 2010.

5.3 Índices de desigualdad de oportunidades

Con el propósito de explicar las razones de la baja movilidad que se presenta en el país, en este documento se construyeron índices de desigualdad de oportunidades para cada uno de los tres grupos que se identificaron en la sección anterior: los que ascendieron, son las personas que se ubican por encima de la diagonal, los que descendieron, aquellos que se encuentran por debajo de la diagonal y los que no presentaron movilidad social, son lo que están sobre la diagonal, en la matriz de transición y por tanto su

situación es igual a la de sus padres. Esto permite estudiar no solo la movilidad ascendente, sino también la descendente.

Para las estimaciones se utilizaron como circunstancias o condiciones que el individuo no puede modificar al nacer, la zona de nacimiento (urbano o rural), la máxima educación alcanzada por el padre y la posición ocupacional del padre¹³. En la Tabla 9 se presentan las estimaciones del IOL e IOR, según la metodología descrita. Estas medidas deben ser interpretadas como un límite inferior de la desigualdad de oportunidades, debido a que en las encuestas no se incluyen todas las circunstancias y por tanto al incluir nuevas variables circunstancias los índices irán creciendo sistemáticamente.

Tabla 9. Índice de desigualdad de oportunidades

Índice de desigualdad de oportunidades				
	Tipo de movilidad	Total	Hombres	Mujeres
IOL	Movilidad ascendente	7.8% (0.0203)***	5.9% (0.0224)***	11.8% (0.054)***
	No movilidad	46.5% (0.0571)***	41.7% (0.07647)***	49.5% (0.12430)***
	Movilidad descendente	7.9% (0.01241)***	7.9% (0.0117)***	7.1% (0.0276)***
		30.9% (0.0203)***	31.2% (0.0224)***	34.4% (0.054)***
IOR	No movilidad	61.9% (0.0571)***	61.3% (0.07647)***	62.0% (0.12430)***
	Movilidad descendente	25.1% (0.01241)***	39.1% (0.0117)***	17.5% (0.0276)***

Fuente: Cálculos propios a partir de ECV 2010. Error estándar entre paréntesis calculado con bootstrap usando 200 repeticiones. ***con el 99% de confianza se rechaza la hipótesis nula de que el indicador es igual a cero.

¹³ En un modelo adicional se incluyó la educación y la posición ocupacional de la madre, sin embargo los resultados no cambiaron significativamente, por tanto no se presentan en este documento.

Lo que debería ocurrir, es que en una sociedad las condiciones al nacer no expliquen significativamente los resultados alcanzados, sino que variables como el esfuerzo individual sean las que determinen el éxito que obtiene una persona. En otras palabras, no es deseable que los resultados alcanzados, estén determinados ex ante por las condiciones al nacer. Sin embargo, esto no es lo que ocurre en Colombia, y por el contrario, las circunstancias explican la desigualdad observada.

Los resultados obtenidos demuestran que la baja movilidad que se presenta en el país se debe en una alta proporción, a la baja igualdad de oportunidades que existe. En el caso de las personas que no tienen movilidad, las circunstancias al nacer explican al menos el 62% de la desigualdad observada. Cuando se presenta movilidad, ya sea ascendente o descendente, el IOR cae a 31% y 25%, lo que significa que la no movilidad social está determinada por las circunstancias al nacer.

Los resultados entre hombres y mujeres son muy similares. La única diferencia por género se presenta cuando se presenta movilidad ascendente, donde las circunstancias tienen una mayor influencia en la población masculina. Cerca del 40% de la desigualdad observada es explicada por las circunstancias al nacer, en la población hombre que desciende socialmente.

Tabla 10. Descomposición del índice de desigualdad de oportunidades – IOR para movilidad ascendente

Descomposición del IOR para movilidad ascendente		
Variable	Puntos porcentuales	Porcentaje
Zona de nacimiento	3.77	12.2%
Educación del padre	22.85	73.9%
Posición ocupacional del padre	4.32	14.0%
Total	30.94	100%

Fuente: Cálculos propios a partir de ECV 2010.

Una de las ventajas de la metodología utilizada es que permite descomponer el índice entre las diferentes circunstancias, con el fin de determinar cuál es la que tiene un mayor impacto en la explicación de la desigualdad de oportunidades. En la Tabla 10 se presenta

la desagregación del IOR cuando se presenta movilidad ascendente. En este caso, la mayor proporción de la desigualdad está explicada por la educación del padre, seguido por la posición ocupacional y luego la zona de nacimiento.

Tabla 11. Descomposición del índice de desigualdad de oportunidades – IOR para no movilidad

Descomposición del IOR para no movilidad		
Variable	Puntos porcentuales	Porcentaje
Zona de nacimiento	9.92	16.03%
Educación del padre	44.54	71.98%
Posición ocupacional del padre	7.42	11.99%
Total	61.88	100%

Fuente: Cálculos propios a partir de ECV 2010.

Para la no movilidad, los resultados son similares. EL 71% del IOR está explicado por la educación del padre, es decir que del 62% que explica la desigualdad de oportunidades, 45 puntos corresponden a la circunstancia de la educación del padre. Con esto se concluye que existe una transmisión intergeneracional de las desigualdades y por tanto si una persona nació en una familia de bajos ingresos y con un padre poco educado, es muy probable que en futuro siga haciendo parte de la población de bajos ingresos (Tabla 11).

Tabla 12. Descomposición del índice de desigualdad de oportunidades – IOR para movilidad descendente

Descomposición del IOR para movilidad descendente		
Variable	Puntos porcentuales	Porcentaje
Zona de nacimiento	4.61	18.37%
Educación del padre	16.85	67.19%
Posición ocupacional del padre	3.62	14.45%
Total	25.08	100%

Fuente: Cálculos propios a partir de ECV 2010.

Finalmente en el caso de la movilidad descendente cambian ligeramente las participaciones (Tabla 12). Si bien la educación del padre sigue siendo la más relevante en términos de las circunstancias que explican la desigualdad, cobra relevancia la zona de nacimiento. En este caso si la persona nace en la zona urbana o rural, explica cerca del 20% de las desigualdades entre la población que desciende socialmente, en otras palabras la zona de nacimiento influencia en mayor medida las posibilidades de descender socialmente, frente a otras circunstancias.

5.4 Perfiles de oportunidad

Otro elemento de análisis que permite construir esta metodología son los perfiles de oportunidad, utilizando las variables de circunstancia. Estos perfiles corresponden a los grupos poblacionales o tipos más desventajados en términos de oportunidades. Siguiendo a Ferreira & Gignoux (2011), se asigna a cada combinación posible de circunstancias la ventaja promedio del grupo y luego se ordena la población según el nivel de la ventaja o ingreso. A partir de esto se obtienen los diferentes grupos que presentan las peores oportunidades y por tanto se define a la población que está más desfavorecida.

Tabla 13. Perfiles de oportunidad de grupos con mayores privaciones

Tipo	Zona de nacimiento	Educación del padre	Posición ocupacional del padre
1	Rural	Ninguna	Obrero o empleado particular
2	Rural	Ninguna	Trabajador por cuenta propia
3	Rural	Algunos años de primaria	Obrero o empleado particular
4	Urbano	Ninguna	Obrero o empleado particular
5	Rural	Algunos años de primaria	Trabajador por cuenta propia

Fuente: Cálculos propios a partir de ECV 2010.

En la Tabla 13 se presentan los perfiles del 30% más desfavorecido en términos de la ventaja predicha. Una persona se encuentra en el grupo más desfavorecido si nació en la zona rural, el padre no tenía educación y su padre era obrero o empleado particular. En general de los cinco perfiles más desfavorecidos cuatro corresponden a la zona rural y a una educación muy baja.

6. Conclusiones y recomendaciones

Las discusiones sobre movilidad social en Colombia se han orientado a estudiarla desde la educación o las condiciones de vida, dejando de lado el análisis de la movilidad por ingresos, fundamentalmente por falta de información. Este documento presenta una metodología utilizada en varios países del mundo, que busca resolver la falta de bases de datos longitudinales, para así aportar elementos conceptuales y estimaciones sobre la movilidad por ingresos.

Los resultados demuestran que la movilidad social intergeneracional por ingresos es más baja que la movilidad por condiciones de vida y muy similar a la movilidad por educación. Esto refuerza la evidencia que la educación es uno de los elementos centrales a la hora de hablar de movilidad social. La educación de los padres es la circunstancia que mayor explica la desigualdad de oportunidades, y por tanto condiciona los resultados alcanzados en la sociedad. En este sentido, si se quiere tener una sociedad más justa, la educación debe ser una de las políticas prioritarias, para que así se aumente la movilidad social y se reduzca la desigualdad de oportunidades y los altos niveles de desigualdad por ingresos.

Al realizar comparaciones internacionales, la movilidad social por ingresos en Colombia es de las más bajas del mundo, entre los países que han realizados estimaciones similares a este documento. Este hecho se debe a que la movilidad está fuertemente correlacionada con la desigualdad del ingreso, y por tanto, si en un país no se presenta movilidad social, las desigualdades serán persistentes a lo largo del tiempo. Es decir que si en el país no se promueven políticas que mejoren la movilidad social, la desigualdad seguirá siendo de las más altas del mundo y por tanto, el índice de Gini no se reducirá significativamente.

Los índices de desigualdad de oportunidades, permitieron encontrar cuáles son algunos de los elementos que han impedido que se presente movilidad social en el país. En Colombia las condiciones al nacer determinan el éxito o fracaso de las personas en términos de su ingreso obtenido, y esto es mucho mayor entre el grupo de personas que no tuvo movilidad social. En otras palabras, la no movilidad está explicada en su mayoría por las condiciones al nacer y la baja igualdad de oportunidades.

En suma, Colombia es uno de los países más desiguales del mundo porque la movilidad social es baja, y es baja, porque no se garantiza la igualdad de oportunidades. Como plantea Galvis & Meisel (2014): “Los resultados demuestran que la desigualdad de oportunidades condiciona las posibilidades de movilidad. Con ello se concluye que existe una transmisión intergeneracional de las desigualdades. (...) La importancia de estos resultados radica en que las condiciones que no controlan los individuos no deberían marcar diferencias en las posibilidades de mejoría en la calidad de vida de las personas.” Por el contrario, en Colombia son las circunstancias al nacer las que determinan los resultados en términos de ingreso¹⁴, y dadas las disparidades que aún persisten en el país, pocas personas pueden ascender socialmente y por tanto la desigualdad continúa siendo alta y de las peores del mundo.

¹⁴ Los resultados son muy similares cuando se cambia la variable de resultado por educación o condiciones de vida, como lo demuestra Galvis & Meisel (2014).

A. Anexo 1: Resultados de las regresiones en la primera etapa

Tabla 14. Resultados de las regresiones ENH

Variable dependiente: ln del ingreso				
Variables	Año de muestra			
	1976	1980	1985	1991
edad	0,070 (0,0697)***	0,064 (0,0063)***	0,064 (0,0031)***	0,048 (0,0480)***
edad2	-0,001 (-0,00072)***	-0,001 (0,000068)***	-0,001 (0,000034)***	-0,0005 (-0,00045)***
tamhog	0,013 (0,0131)***	-	0,010 (0,0033)***	-0,007 (-0,007)*
zonanaci	0,126 (0,1264)***	-	0,089 (0,0181)***	0,061 (0,0608)***
PO1	-	0,360 (0,0512)***	-0,227 (0,0736)***	-
PO2	0,746 (0,7455)***	0,113 (0,0392)***	0,057 (0,0301)*	-
PO3	0,737 (0,7368)***	-	0,102 (0,0332)***	0,070 (0,0699)***
PO4	0,423 (0,4226)**	-	-	0,202 (0,2024)*
PO5	0,621 (0,6206)***	-	-0,115 (0,0310)***	-0,124 (-0,124)***
PO6	1,407 (1,4066)***	0,661 (0,0677)***	0,564 (0,0459)***	0,560 (0,5604)***
PO7	-	-	-0,592 (0,3226)*	-
PO8	-	-0,836 (0,1866)***	-0,693 (0,1198)***	-0,522 (-0,522)***
PO9	-	-	-0,552 (0,2197)**	-0,297 (-0,296)*
NI1	-0,149 (-0,148)***	0,126 (0,0616)**	0,281 (0,0453)***	0,123 (0,1232)**
NI2	-	0,353 (0,0759)***	0,440 (0,0448)***	0,281 (0,2809)***
NI3	0,445 (0,4451)***	0,535 (0,0627)***	0,684 (0,0460)***	0,508 (0,5078)***
NI4	0,899 (0,8985)***	0,892 (0,0714)***	0,981 (0,0491)***	0,718 (0,7179)***
NI5	1,505 (1,5050)***	1,606 (0,0706)***	2,000 (0,0487)***	1,342 (1,3424)***
Constante	10,555 (10,555)***	11,526 (0,1618)***	11,000 (0,0827)***	11,761 (11,760)***
Observaciones	5.035	3.327	11.501	10.578
R cuadrado	0,43	0,38	0,40	0,33

Errores estándar robustos entre paréntesis

B. Anexo 2: Resultados de la regresión en la segunda etapa con bootstrapping

Tabla 15. Resultados de la regresión en la segunda etapa por bootstrapping

Variable dependiente: ingreso del hijo	
Variables	Regresión
	Ingreso Total
Ingreso del padre	0,749 (0.0638)***
Constante	3,335 (0.8425)***
Observaciones	1.781
R cuadrado	0,09

Errores estándar generados por bootstrapping con 100 repeticiones. *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

Fuente: Cálculos propios a partir de ENH 1976, 1980, 1985 y 1991; y ECV 2010.

Bibliografía

- Angrist, J., & Krueger, A. (1992). The Effect of Age at School Entry on Educational Attainment: An Application of Instrumental Variables with Moments from Two Samples. *Journal of American Statistical Association* 87 (418), 328-336.
- Angulo, R., Azevedo, J. P., Gaviria, A., & Páez, G. N. (2012). *Movilidad social en Colombia*. Bogotá: Serie Documentos Cede, 2012-43.
- Arellano, M., & Meghir, C. (1992). Female Labour Supply and On the Job Search: An Empirical Model Estimated Using Complementary Data Set. *Review of Economic Studies* 59 (3), 537-559.
- Azevedo, V., & Bouillon, C. P. (2009). *Social Mobility in Latin America: A Review of Existing Evidence*. Washington D.C.: BID - Working Paper #689.
- Barros, R. P., Ferreira, F., Molinas, J. R., & Saavedra, J. (2009). *Measuring Inequality of Opportunities in Latin America and the Caribbean*. Washington, D.C.: The World Bank.
- Becker, G., & Tomes, N. (1979). An Equilibrium Theory of the Distribution of Income and Intergenerational Mobility. *Journal of Political Economy* N°. 87, 1153-1189.
- Behrman, J. (2000). Social mobility: concepts and measurements. En N. Birdsall, & C. Graham, *New Markets, New Opportunities? Economic and Social Mobility in a Changing World*. Brookings Institution.
- Björklud, A., & Jäntti, M. (1997). Intergenerational Income Mobility in Sweden Compared to the United States. *American Economic Review* 87 (5), 1009-1018.
- Bonilla, L. (2010). *Movilidad inter-generacional en educación en las ciudades y regiones de Colombia*. Cartagena: Documentos de trabajo sobre economía regional # 130, CEER - Banco de la República.
- Cartagena, K. (2003). Educación y movilidad intergeneracional en Colombia, 1929-1996. *Estudios Económicos de Desarrollo Internacional*, 3(2), 27-66.
- Conconi, A., Cruces, G., Olivieri, S., & Sánchez, R. (2007). *E pur si muove? Movilidad, Pobreza y Desigualdad en América Latina*. Documento de Trabajo Nro. 62: Centro

- de Estudios Distributivos, Laborales y Sociales, Facultad de Ciencias Económicas, Universidad Nacional de La Plata.
- Cornia, G. A. (2012). *Inequality Trends and their Determinants: Latin America over 1990-2010*. WINDER: Working Paper No. 2012/09.
- Ferreira, F., & Gignoux, J. (2011). The Measurement Of Inequality Of Opportunity: Theory And An Application To Latin America. *Review of Income and Wealth, International Association for Research in Income and Wealth*, vol. 57(4), 622-657.
- Ferreira, F., & Meléndez, M. (2012). *Desigualdad de Resultados y Oportunidades en Colombia: 1997-2010*. Bogotá: Documentos CEDE # 40 Universidad de los Andes.
- Ferreira, S., & Veloso, F. (2006). Intergenerational Mobility of Wages in Brasil. *Brazilian Review of Econometrics* v. 26, N° 2, 181–211.
- Galiani, S. (2010). *Social Mobility: What is it and why does it matter?* Buenos Aires: Documento de Trabajo # 101 CEDLAS- Universidad Nacional de la Plata.
- Galvis, L. A., & Meisel, A. (2014). *Aspectos regionales de la movilidad social y la igualdad de oportunidades en Colombia*. Cartagena: Documentos de trabajo sobre economía regional #196, CEER - Banco de la República.
- Gaviria, A. (2002). *Los que suben y los que bajan. Educación y movilidad social en Colombia*. Bogotá: Ediciones Alfaomega y Fedesarrollo.
- Gaviria, A. (2007). Social Mobility and Preferences for Redistribution in Latin America. *Journal of the Latin American and Caribbean Economic Association*, vol. 8(1).
- Grawe, N. (2004). Intergenerational mobility for whom? The experience of high and low earning sons in international perspective. En M. (. Corak, *Generational income mobility in North America and Europe* (págs. 58-89). Cambridge: Cambridge University Press.
- Hassler, J., Rodríguez Mora, J., & Zeira, J. (2003). Inequality and mobility. *Journal of Economic Growth*, Springer, vol. 12(3).
- Jerrim, J., Choi, Á., & Simancas, R. (2014). Two-sample two-stage least squares (TSTLS) estimates of earnings mobility: how consistent are they? *Document de treball de l'IEB 2014/35*.
- Jiménez, M., & Jiménez, M. (2009). *La Movilidad Intergeneracional del Ingreso: Evidencia para Argentina*. Buenos Aires: Documento de Trabajo #84 CEDLAS- Universidad Nacional de la Plata.

- Mincer, J. (1974). *Schooling, Experience and Earnings*. Nueva York: National Bureau of Economic Research.
- Montenegro, A. (2013). *Misión de equidad y movilidad social*. Bogotá: Serie Documentos Cede, 2013-31.
- Nicoletti, C., & Ermisch, J. (2008). Intergenerational earnings mobility: changes across cohorts in Britain. *B.E. Journal of Economic Analysis and Policy* 7(2): article 9.
- Novik, M., & Villafaña, S. (2011). *Distribución del ingreso: Enfoques y políticas públicas desde el Sur*. Buenos Aires: Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo - PNUD y Ministerio de Empleo, Trabajo y Seguridad.
- Núñez, J., & Miranda, L. (2011). Intergenerational income and educational mobility in Urban Chile. *Estudios de Economía*, Vol. 38 - Nº 1, 195-221.
- Ribero, R., & Meza, C. (1997). *Determinantes de la participación laboral de hombres y mujeres en Colombia: 1976-1995*. Bogotá: DNP - Archivos de Macroeconomía #63.
- Roemer, J. E. (1998). *Equality of Opportunity*. Cambridge, MA: Harvard University Press.
- Solon, G. (2002). Cross-countries Differences in Intergenerational Earnings Mobility. *Journal of Economic Perspectives* 16 (3), 59-66.