

DESIGUALDAD DE OPORTUNIDADES EN COLOMBIA¹

David Orlando Ruiz Castro
david.ruiz@correounivalle.edu.co

Resumen

Este trabajo descompone la contribución de los “esfuerzos” y las “circunstancias” sobre la desigualdad de los ingresos laborales en Colombia. Además, indaga sobre el impacto de las variables asociadas a las circunstancias de origen. Para ello, se aplica la estrategia microeconométrica sugerida por Bourguignon *et al.* (2007) y Ferreira y Gignoux (2008). La información a utilizar para este análisis corresponde a la última Encuesta de Calidad de Vida (ECV) disponible (2008). Entre las principales conclusiones que arroja el estudio, se encontró que la desigualdad económica puede explicar entre un 25% y un 50% de la desigualdad observada; asimismo, la educación de los padres son las circunstancias de nacimiento más importante para explicar la desigualdad de oportunidades en Colombia, lo que comprueba que la baja movilidad social de nuestro país es una incontrovertible fuente de inequidad.

Palabras Clave

Desigualdad de oportunidades, Desigualdad del ingreso, Colombia.

Clasificación JEL

D31, D63, J62, C15

Abstract

This paper decomposes the contribution of “efforts” and “circumstances” about the Colombian labor income inequality. Also, investigate the impact of the variables associated with the circumstances of origin. To do this, was utilized the microeconomic strategy suggested by Bourguignon *et al.* (2007) and Ferreira and Gignoux (2008). The survey used for this analysis correspond to the last Encuesta de Calidad de Vida (2008) in Colombia. The main conclusions found in this study, suggest that economic inequality can explain between 25% and 50% of the observed inequality, also the education of the parents are the most important circumstances of birth to explaining inequality of opportunity in Colombia, which evidences that the low mobility is an incontrovertible source of inequity.

Key Words

Inequality of opportunities, earnings inequality, Colombia.

JEL Codes

D31, D63, J62, C15

¹ Agradezco la colaboración de las estudiantes de economía de la Universidad del Valle Ingrid Katherine Wilchez y Laura Marcela Vargas, quienes se desempeñaron como asistentes de investigación de este proyecto. Las opiniones y conclusiones son responsabilidad exclusiva del autor.

Contenido

Introducción.....	3
1. Modelo Empírico.....	5
1.1 Índice No Paramétrico	6
1.2 Método Paramétrico.....	8
2. Estado del Arte	11
3. Descripción de los Datos	17
4. Resultados.....	18
5. Conclusiones.....	22
Referencias	23
Anexo	25
Índices de Entropía Generalizada	25

Introducción

Gracias a las políticas públicas focalizadas y al progreso económico del país de los últimos años, se han conseguido avances significativos en los indicadores sociales asociados a la pobreza. En contraste, no hay una mejora en la distribución de resultados asociados al desarrollo (los ingresos, la riqueza, la propiedad de la tierra y los logros educativos), lo que hace que Colombia sea uno de los países más desiguales en América Latina, la cual es la región que exhibe la distribución más regresiva del mundo en términos de resultados (Riffo, 2011).

Desde el punto de vista conceptual esta desigualdad es atribuible en gran medida a las diferencias en las circunstancias y oportunidades que enfrentan los individuos al nacer, las cuales marcan la vida de estos (Roemer (1998) y Bourguignon *et al.* (2003), (2007)). Estas desigualdades surgidas de las características predeterminadas, tales como el género, el origen étnico, los antecedentes familiares o el lugar de nacimiento, se pueden diferenciar de las desigualdades procedentes del esfuerzo individual. Las primeras deberían generar mayor atención tanto por parte de los académicos como de los responsables de las políticas públicas, ya que la exclusión social en relación con las circunstancias que están fuera del control del individuo, hacen perpetuar la falta de capacidades y oportunidades para grandes sectores de la sociedad y contribuyen a la persistencia de la desigualdad. Lo anterior, plantea retos a la estabilidad social y a las perspectivas de crecimiento inclusivo de nuestro país.

Es por tal razón, que durante los últimos años ha suscitado por parte de los investigadores el interés en estudiar la desigualdad de oportunidades, motivado por el consenso de que el acceso igualitario a las oportunidades para todos los segmentos de la población implica una utilización más eficiente de los recursos humanos y materiales, mejores instituciones y una mayor cohesión social, con beneficios para la dinámica inversionista y el crecimiento sostenible (Belhaj, 2010). De la misma manera, la desigualdad debida a las diferencias en las oportunidades influye negativamente en el esfuerzo que una persona en circunstancias desafortunadas está dispuesto a hacer, llevando al desperdicio de potencial productivo.

La Investigación metodológica reciente ha generado nuevas vías prometedoras para medir la desigualdad de oportunidades, apoyado en los diferentes aportes conceptuales como los de Jhon Roemer (1998), generando un florecimiento de estudios empíricos que han ayudado a subsanar la falta de investigación sobre el tema. Pero a pesar de existir un consenso conceptual, todavía el número de investigaciones sobre el tema sigue siendo insuficiente.

Bajo esta perspectiva, esta investigación pretende realizar un análisis objetivo acerca de la relación que prevalece entre la desigualdad de ingresos proveniente de las elecciones individuales y la causada por cada uno de los factores asociados con las circunstancias, ya que el estudio de dichas relaciones es pertinente para comprender la desigualdad económica en Colombia.

El estudio aquí presentado aplica la metodología de Bourguignon *et al.* (2007) y Ferreira y Gignoux (2008), teniendo como fuente de datos para este análisis la última Encuesta de Calidad de Vida (ECV) disponible, la que corresponde a la del año 2008.

La metodología a utilizar, consiste en dividir los factores determinantes de los ingresos en los diferentes componentes que están fuera del control del individuo (circunstancias), de otros factores relacionados con el esfuerzo y la suerte del individuo. La estimación de las desigualdades derivadas de circunstancias, se basa en la simulación de la reducción de la desigualdad de los ingresos que se alcanzaría si las circunstancias fueran iguales para todos los individuos. Así, la diferencia entre lo observado y el ingreso contrafactual se considera como una medida de la desigualdad de oportunidades.

El trabajo se organiza de la siguiente manera: la sección 2 describe el modelo empírico, el cual expone los procedimientos utilizados para inferir la desigualdad de oportunidades. La Sección 3 realiza un breve resumen del estado del arte en el tema, teniendo en cuenta tanto artículos nacionales como internacionales más recientes. La sección 4 presenta la descripción de los datos. La sección 5 presenta los resultados principales. Y la sección 6 resume las principales conclusiones de la investigación.

1. Modelo Empírico

Siguiendo los planteamientos de la filosofía política moderna como los de John Rawls (1971), Amartya Sen (1992) ó John Roemer (1998), la desigualdad en una sociedad puede ser explicada por dos fuentes de desigualdad. La primera, es la desigualdad de oportunidades, que hace referencia a la inevitable desventaja que tienen ciertas personas como consecuencia de las condiciones en las que nacen. La segunda, es la desigualdad de esfuerzos, la cual que hace alusión a las decisiones que realizan los sujetos para mejorar sus condiciones a lo largo de su vida. De esta manera, la hipótesis central de este estudio es que la persistente desigualdad económica que se presenta en Colombia es causada por la baja movilidad social, que es un reflejo de la alta desigualdad de oportunidades que hay en esta sociedad.

Para lograr el objetivo se seguirá una de las ideas más influyentes sobre la noción de desigualdad de oportunidades, que es la desarrollada por John Roemer (1998). A modo de marco empírico se adoptará como punto de referencia las metodologías desarrolladas en el trabajo de Ferreira y Gignoux (2008), que refina la descomposición paramétrica de los índices de la desigualdad de oportunidades desarrollada en Bourguignon *et al.* (2003, 2007), e introduce una metodología no paramétrica que permite trabajar sin la necesidad de suponer forma alguna sobre la función generadora de ingresos y además funciona como valor límite los índices de desigualdad.

Siguiendo a estos autores, se definen las “circunstancias” como los factores que el individuo no puede cambiar, o que son exógenos a la persona, como el género, el lugar de nacimiento o la educación de los padres. Por otro lado, el “esfuerzo” o volición del individuo tiene que ver con las decisiones que pueden afectar los resultados logrados por este, que al mismo tiempo están asociado a las oportunidades o circunstancias de las que goza el individuo.

Dicha idea puede resumirse en el siguiente sistema de ecuaciones:

$$y_i = f(C_i, E_i, \mu_i) \quad (1)$$

$$E_i = f(C_i, v_i) \quad (2)$$

En la ecuación (1), y_i representa los ingresos laborales del individuo i , que dependen de las “circunstancias” (C_i), “esfuerzo” (E_i) y μ_i , el vector de perturbaciones. Este último incluye los efectos de las “circunstancias” y “esfuerzos” no observables, así como también la suerte y el error de medición. Al mismo tiempo, como se muestra en la ecuación (2) los “esfuerzos” individuales están condicionados por las “circunstancias” de cada persona. De esta manera, si los padres del individuo no supieran leer y escribir, ello afectaría el nivel de esfuerzo que pueda desplegar en sus estudios, afectando su logro educativo y su nivel de ingreso. Así, se representa al vector “esfuerzo” (E_i) en función de las “circunstancias” (C_i) y de los determinantes no observables (el error, v_i).

Teniendo en cuenta que las variables “circunstancia” son económicamente exógenas por definición, mientras que las variables “esfuerzo” pueden ser afectadas por las circunstancias así como por los factores determinantes no observados (v_i), la ecuación (1) queda expresada como sigue:

$$y_i = f(C_i, E_i(C_i, v_i), \mu_i) \quad (3)$$

Esta especificación (3), identifica los dos tipos de canales por medio de los que actúan las variables “circunstancias” sobre el nivel de ingreso de los individuos.

De este modo, si fuera posible conocer la estructura de la ecuación (3) se lograría saber cuál sería la contribución de los factores “circunstancia” tanto de manera directa como indirecta sobre el salario del individuo. Al conocer las contribuciones de las circunstancias, se podrían calcular unos ingresos contrafactuales, bajo el supuesto de que todos los individuos tendrían las mismas oportunidades y así evaluar en cuánto difieren la distribución de los ingresos contrafactuales con los observados.

Desafortunadamente, la estimación por formas reducidas de la ecuación (3) no admite diferenciar ambos efectos, debido a que sólo se podría medir el efecto total de las variables asociadas a las circunstancias sobre los ingresos. Sin embargo, no sería posible diferenciar el efecto de cada uno de los componentes de las circunstancias, además deja de lado la cuantificación de ciertos mecanismos de transmisión indirectos.

Para solucionar el problema de endogeneidad mencionado anteriormente, normalmente se utilizan variables instrumentales que tengan un efecto directo sobre los esfuerzos, pero que 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 parciales y totales 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, debido a la dificultad 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. Otra alternativa normalmente utilizada es hacer uso del rendimiento académico, pero la restricción de información impide tal ejercicio.

Ante la imposibilidad de encontrar variables instrumentales adecuadas, la alternativa seguida por Bourguignon *et al.* (2003, 2007) para tratar el problema de la endogeneidad de las variables de esfuerzo, es el análisis paramétrico de rangos, buscando obtener rangos de confiabilidad para los niveles de desigualdad simulados o utilizar las metodología no paramétrica de Ferreira y Gignoux (2008). Estas dos alternativas de descomposición y construcción de índices de desigualdad se explicarán a continuación:

1.1 Índice No Paramétrico

El objetivo de estas metodologías es buscar una medida escalar (θ ó Θ)² que capture el grado de desigualdad de oportunidades. Para esto se particiona la muestra en K grupos, los cuales están definidos por un vector de variables de circunstancias C, de forma que los miembros de cada grupo son idénticos respecto a todas las circunstancias en el vector C y a cada individuo de la muestra se le asigna el ingreso laboral y_i^k . De esta manera, la diferencia de ingresos entre los diferentes individuos de un mismo grupo no se deberá a las circunstancias, sino a los esfuerzos, a la suerte, ó a factores circunstanciales no observables. De esta manera, si se utiliza una medida de desigualdad

² La Theta mayúscula (Θ) se refiere a los índices absolutos, mientras los índices con Theta minúscula (θ), se refiere los relativos.

aditiva que se pueda descomponer en un componente entre grupos (IB) y un componente dentro del grupo (IW), entonces, entre los índices que cumplen la anterior condición están los de la clase de Entropía Generalizada (GE), que incluye la desviación media logarítmica $E(0)$, el índice de entropía de Theil $E(1)$ y el coeficiente de variación $E(2)$ ³. Como lo plantean Foster y Shneyerov (2000), estos índices poseen la propiedad que se pueden descomponer de la siguiente manera:

$$\begin{aligned} I(x^1, \dots, x^m) &= \sum_{k=1}^m \frac{n^k}{n} \left(\frac{\mu^k}{\mu} \right)^\alpha I_\alpha(x^k) + I_\alpha(x^B) \\ &= \text{IW} \\ &+ \text{IB} \quad (\text{ecuación 3 de Foster y Sneyerov (2000)}) \end{aligned}$$

Donde x^k denota la distribución de los ingresos entre cada sub grupo, x^B es la distribución suavizada, n la población total, n^k la población del sub grupo K , μ es la media total y μ^k es la media de cada sub grupo. Con α siendo el parámetro para cada medida GE. A partir de esto se construye una medida absoluta de desigualdad de oportunidades entre los grupos de la población, pues comparten las mismas características.

$$\Theta(\{y_i^k\}) = \text{IB}(\{y_i^k\}) \quad (4)$$

Pero también se podría generar un índice que mida la desigualdad entre grupos de forma relativa, el cual relacione la desigualdad de oportunidades con la desigualdad total de la población. :

$$\theta(\{y_i^k\}) = \frac{\text{IB}(\{y_i^k\})}{I(F(y))} \quad (5)$$

Siguiendo a Foster y Shneyerov (2000), con el fin de especificar el camino de la descomposición, se deben definir dos distribuciones para calcular los índices por el método directo e indirecto respectivamente.

Una de estas distribuciones es la *distribución suavizada*, μ_i^k , la cual corresponde a una partición particular de y_i^k que surge de reemplazar los y_i^k con la media del grupo específico. La característica de esta distribución, es que elimina la desigualdad dentro de los grupos contruidos, de esta manera, el índice relativo por este método directo es:

$$\theta_d^n = \frac{I(\{\mu_i^k\})}{I(\{y_i^k\})} \quad (6)$$

Este índice relaciona la desigualdad en la distribución suavizada con la desigualdad en la distribución total, es decir, resume la participación de la desigualdad entre los grupos directamente. Análogamente, el índice absoluto por el método directo es:

$$\theta_d^n = I(\{\mu_i^k\}) \quad (7)$$

³ Para una explicación de estos índices ver el Anexo, al final del documento.

Por su parte, la *distribución normalizada*, v_i^k , corresponde a una partición particular de y_i^k , que surge de la sustitución de y_i^k por la expresión $y_i^k \frac{\mu}{\mu_k}$. Esta distribución, suprime todas las desigualdades entre los grupos dejando sólo la desigualdad al interior de los grupos. De esta manera, el índice relativo por el método indirecto es:

$$\theta_r^n = 1 - \frac{I(\{v_i^k\})}{I(\{y_i^k\})} \quad (8)$$

Este índice se puede interpretar como uno menos la proporción de la desigualdad en la distribución estándar y se calcula la desigualdad entre los grupos en la participación de manera residual. Análogamente, el índice absoluto por el método indirecto sería:

$$\theta_r^n = I(\{y_i^k\}) - I(\{v_i^k\}) \quad (9)$$

Foster y Shneyerov (2000) caracterizan una clase de medidas de desigualdad para que el método directo e indirecto genere los mismos resultados, es decir, el "camino independientemente descomponible". Estos autores señalan que cuando el conjunto de índices de desigualdad en cuestión se limita a las que utilizan la media aritmética como el ingreso de referencia, y que satisfagan el axioma de transferencia de Pigou-Dalton, los índices que cumplen estas características se reduce a una única medida de desigualdad, la desviación media logarítmica, o $E(0)$.

Precisamente, si se adopta el axioma de Foster-Shneyerov como camino a la independencia, se debería centrar en las medidas de desigualdad que satisfacen el axioma de transferencia, por lo cual se utiliza la desviación media logarítmica $E(0)$ como índice de desigualdad y de esta manera se logra que $\theta_d = \theta_r$, es decir, el camino de la descomposición será indiferente.

No obstante, de lo sencilla que es la metodología no paramétrica, ésta presenta una importante limitación, ya que al aumentar el número de grupos debido a la información de diferentes circunstancias, el tamaño de cada grupo disminuye, haciendo que se sobreestime el valor de la desigualdad. Lo cual hace necesario utilizar alternativas paramétricas a la estimación de los índices relativos por el método directo e indirecto.

1.2 Método Paramétrico

Este método también considera la distinción entre las variables de circunstancias y esfuerzos a la hora de medir la desigualdad, se parte de un modelo de ventajas, como los descritos por las ecuaciones (1) y (3).

Inicialmente se define una distribución paramétrica estándar $\{\tilde{y}_i\}$ que corresponde a $F(y, C)$ como la distribución que surge de reemplazar y_i con $\tilde{y}_i = f[\bar{C}, E(\bar{C}, v_i), u_i]$ donde el vector $\bar{C}$ representa la media muestral de las circunstancias.

Para obtener esta distribución hipotética, debe ser estimado un modelo como el especificado en (3). Una vez hecho esto, $\{\tilde{y}_i\}$ se obtiene reemplazando los valores de las circunstancias individuales en (3) con el promedio de la muestra para cada variable de circunstancia ($\bar{C}$). Una variedad de especificaciones alternativas para (3) son posibles, como hicieron Bourguignon *et al.* (2007) los cuales usan una especificación de la forma log-lineal:

$$\ln y = C\alpha + E\beta + u \quad (10)$$

Donde α y β son dos vectores de coeficientes y u es una distribución ruido blanco. Teniendo en cuenta que las circunstancias van a depender de los esfuerzos:

$$E = BC + v \quad (11)$$

Sin embargo, no es necesario estimar el modelo “estructural” (10)-(11), pues si se sustituye (11) en (10) se obtiene la forma reducida siguiente:

$$\ln y = C(\alpha + \beta B) + v\beta + u \quad (12)$$

La cual puede ser estimado por medio de MCO como:

$$\ln y = C\varphi + \varepsilon \quad (13)$$

Donde $\varphi = \alpha + \beta B$ y $\varepsilon = v\beta + u$. Bajo estos supuestos de la forma funcional, la *distribución estandarizada* se estima paramétricamente por:

$$\hat{y} = \exp[\bar{C}_i \hat{\varphi}_i + \hat{\varepsilon}_i] \quad (14)$$

Como se mencionó anteriormente, la aplicación de MCO lleva a inconsistencia de los parámetros debido a que C esta correlacionada con el termino de error. Una manera de abordar este sesgo de estimación es una corrección de rangos mediante remuestreo. En nuestro caso se usa el método del bootstrap estándar, para reducir el potencial sesgo del MCO causado por la endogeneidad de C y E . Este método consiste en calcular de manera repetida los parámetros de la ecuación para muestras aleatorias sin reemplazamiento de los datos originales.

Continuando con las microsimulaciones, y análogo a la ecuación (14) se define una *distribución paramétrica suavizada* $\{\tilde{z}_i\}$ que corresponde a $F(y, C)$ como la distribución que surge de la sustitución de y_i con $\tilde{z}_i = f[C, E(C)]$, donde el término de error del modelo se suprime. Esta distribución contrafactual también se obtiene mediante la estimación de un modelo paramétrico específico para (2), y la supresión de la desigualdad dentro del grupo mediante la sustitución de y_i con su predicción, dado el vector de las circunstancias C .

En un marco de formas reducidas y bajo los supuestos de forma funcional log-lineal, la distribución suavizada paramétrica se estima por:

$$\hat{\tilde{z}}_i = \exp[C_i \hat{\varphi}] \quad (15)$$

Similarmente a la descripción de la metodología no paramétrica, se busca una medida escalar θ que capture el grado de desigualdad de oportunidades. Después de terminar el proceso anterior se define:

$$\theta_r^P = 1 - \frac{I(\{\tilde{y}_i\})}{I(\{y_i^k\})} \quad (16)$$

Siendo esta una alternativa paramétrica al índice θ_r^N (ecuación (8)).

De igual forma se define:

$$\theta_d^P = \frac{I(\{z_i\})}{I(\{y_i^k\})} \quad (17)$$

Como una alternativa paramétrica para la ecuación (6), (θ_d^N , el índice no paramétrico, relativo directo). Con este método también se puede hallar los índices absolutos para el caso de la descomposición paramétrica.

A diferencia de θ_d^N y θ_r^N (los índices relativos directo e indirecto de la metodología no paramétrica), θ_d^P y θ_r^P se basan en supuestos específicos sobre la forma de la función generadora de datos. Además de la posible insuficiencia de tamaño de muestra para la estimación no paramétrica, hay otra razón por la cual vale la pena realizar una aproximación paramétrica, ya que este enfoque permite la estimación de los efectos parciales de una (o una parte) de las variables circunstancias, controlando para las demás, mediante la construcción de otras distribuciones contrafactuales, tales como:

$$\hat{y}_i^J = \exp[\bar{C}_i^J \hat{\varphi}^J + C_i^{j \neq J} \varphi_i^{j \neq J} + \hat{u}_i] \quad (18)$$

Donde la variable C_j se mantiene constante mientras que el resto de las variables en la ecuación de forma reducida (13) toman sus valores observados. En el caso de una descomposición estándar paramétrica, se puede calcular los cambios específicos sobre la desigualdad en la J -ésima circunstancia a través del cálculo de la siguiente medida:

$$\theta_r^J = 1 - \frac{I(\{y_i^J\})}{I(\{y_i^k\})} \quad (19)$$

Como todos estos índices presentan problemas de sesgo, causado por la endogeneidad de las variables, se utiliza la técnica de Bootstrap para tratar de reducir los prejuicios causados por el sesgo de los estimadores de MCO, originados por la endogeneidad entre las variables de circunstancias y esfuerzos.

Además de estos índices relativos, también se pueden construir sus análogos absolutos como los que se calcularon en esta investigación y se presentan en los resultados.

2. Estado del Arte

En esta sección se revisan algunos de los estudios microeconómicos que se han realizado acerca de cómo las condiciones de nacimiento pueden incidir en los resultados alcanzados por una persona. A nivel internacional el trabajo más influyente sobre la desigualdad de oportunidades fue el realizado por Bourguignon *et al.* (2007), que corresponde a la versión final del documento de trabajo de Bourguignon *et al.* (2003), a partir del cual se originaron una serie de estudios en diferentes países del mundo basados en la metodología empleada en dicho documento.

En el estudio de Bourguignon *et al.* (2007) se intentó identificar el efecto que tenía la eliminación de las diferencias en las variables de circunstancias sobre la desigualdad de oportunidades. Para ello, basándose en la propuesta teórica de Roemer (1998), se utilizó una simulación de Montecarlo con el fin de diferenciar los aportes de las variables circunstancias y esfuerzos sobre la distribución de los ingresos. Los resultados arrojaron que la ocupación del padre, la raza y la región de nacimiento son determinantes importantes de los logros de las personas. Asimismo, su análisis sugirió que los antecedentes familiares es el conjunto de circunstancias más importante que determinan las oportunidades de una persona, tanto así que del 55% al 75% del efecto total de las circunstancias puede ser atribuido a la escolarización de los padres y esta cifra se eleva de entre un 70% a 80% cuando se añade la ocupación del padre.

Un estudio similar se realizó para Chile por Núñez y Tartakowsky (2007), quienes replicaron la metodología de Bourguignon *et al.* (2003) pero con una salvedad, sólo analizaron la medida de desigualdad basada en las circunstancias exógenas a los individuos. Los resultados fueron los esperados, ya que las condiciones de los padres influyen en el nivel de escolaridad de los hijos, indicando que gran parte de la desigualdad de los ingresos es explicado por la desigualdad en las circunstancias.

De igual manera, Ferreira y Gignoux (2008) utilizaron la técnica paramétrica y no paramétrica descrita anteriormente con errores corregidos por bootstrap. En su estudio, compararon siete países (Brasil, Colombia, Ecuador, Guatemala, México, Panamá y Perú), encontrando que Brasil es el país más desigual en términos de oportunidades, mientras que Colombia es uno de los de menor nivel de desigualdad. Para el caso de Colombia, la educación del padre y de la madre explica gran parte de la desigualdad, mientras la raza y género tiene un efecto poco significativo.

Por su parte, Zhang y Eriksson (2009) analizaron en qué medida la desigualdad de oportunidades para los habitantes de China, es explicada por las circunstancias. Utilizaron datos de la China Health and Nutrition Survey recolectados en el periodo comprendido entre 1989 a 2006. Para llevar a cabo sus estimaciones, emplearon modelos paramétricos con regresiones de MCO robustos. Sus resultados mostraron que de todas las variables asociadas a las circunstancias, los ingresos de los padres tienen el mayor efecto marginal, esto es que un aumento del 10 % en los ingresos de los padres da lugar a una renta del 4,5% más alta para los hijos. También otras variables circunstancias tuvieron efectos marginales pronunciados: vivir en una provincia costera añade un 12% a los ingresos de los hijos y haber nacido en una zona urbana aporta más del 14%.

Un estudio similar se realizó para ver como las circunstancias afectan la distribución del ingreso en Egipto. El estudio referido es el realizado por Belhaj (2010), el cual también aplicó la metodología de Bourguignon *et al.* (2007), calculando las desviaciones por la técnica de bootstrap. Los resultados sugirieron un impacto positivo de los años de educación del padre, el empleo y su posición ocupacional, haciendo que la desigualdad de oportunidades represente cerca del 30% de la desigualdad de ingresos totales. Sin embargo, los coeficientes de estas variables no fueron significativos para todas las cohortes de edades. La educación de la madre en cambio mostró una influencia mucho más débil que la del padre.

Un reciente estudio sobre el tema fue hecho por Ferreira *et al.* (2010) para una muestra de mujeres en Turquía, se utilizaron los métodos paramétrico y no paramétrico con imputaciones sobre los gastos de consumo siguiendo a McKenzie (2005) y utilizando el método de bootstrap. Las estimaciones sugirieron que entre un cuarto y un tercio de la desigualdad observada entre las mujeres en Turquía se debe a la desigualdad de oportunidades. Además, encontraron que la desigualdad de oportunidades es cercana al 26% de la desigualdad total y el 31% de la desigualdad total en el índice de riqueza.

Finalmente, uno de los estudios más importantes sobre la desigualdad de oportunidades para América latina, pero vista desde el lado de la educación es el de Molinas *et al.* (2010), quienes utilizaron una muestra de 19 países Latinoamericanos (Argentina, Bolivia, Brasil, Chile, Colombia, Costa Rica, República Dominicana, Ecuador, El salvador, Guatemala, Honduras, Jamaica, México, Nicaragua, Panamá, Paraguay, Perú, Uruguay y Venezuela) para una muestra de niños de 0-16 años, con el fin de encontrar el Índice de Oportunidad Humano (IOH). Los resultados sugirieron que la educación y el ingreso de los padres, al igual que la región de nacimiento, son las circunstancias más importantes para explicar la desigualdad de oportunidades.

Además de los estudios anteriores, se han realizado otras investigaciones sobre la desigualdad de oportunidades en el mundo, los cuales se sintetizan en la Tabla 1. Toda esta serie de estudios internacionales, permite afirmar que las variables asociadas al entorno familiar de una persona, determinan gran parte del desempeño de la misma, haciendo que la inmovilidad social genere grandes desigualdades en la población, siendo en particular la educación de los padres el factor que más explica este fenómeno.

En cuanto al caso colombiano, son poco los estudios sobre desigualdad de oportunidades que se han realizado hasta la fecha. No obstante, se encuentran numerosos estudios que han girado en torno a la movilidad social e intergeneracional y la estructura educativa, resumidos en la Tabla 2.

Un estudio clásico sobre el tema, fue el realizado por Alejandro Gaviria (2002), el cual se centró en la movilidad social. Sus resultados ponen a Colombia dentro del grupo de cinco países analizados (Brasil, Colombia, Estados Unidos, México y Perú), como uno de los de mayor inmovilidad social. Sin embargo, señaló que la movilidad social en Colombia tuvo un fuerte aceleramiento, debido a la expansión educativa del país de los años noventa. En cuanto a los determinantes de una mayor movilidad social, un elemento primordial es haber nacido en una capital de departamento o en la zona cafetera. Por otro lado, el autor sugirió que para Colombia los bajos niveles de movilidad social apuntan hacia una sociedad donde las oportunidades están bastante concentradas y las posibilidades de superar un origen socioeconómico desfavorable son mínimas.

Tabla 1. Estudios sobre la desigualdad de oportunidades contexto internacional

Autor (es) Lugar / año de encuesta	Objetivo	Resultados
Javier Núñez y Andrea Tartakowski (2007) Chile / 2004	Analizar la desigualdad de oportunidades asociadas a un conjunto de variables de circunstancias.	El efecto total de las circunstancias en la desigualdad de los ingresos explica alrededor del 7 a 12 % del coeficiente Gini. La educación de los padres tiene un efecto significativo. Además un año de escolaridad adicional de los padres añade cerca de 0,28 años de escolaridad al hijo.
François Bourguignon, Francisco Ferreira y Marta Menéndez (2007) Brasil / 1996	Analizar la desigualdad de oportunidades en Brasil frente a la desigualdad total.	El grupo de cuatro variables de circunstancias observadas (la educación los padres, la ocupación del padre, la raza y la región de nacimiento) representan más de una quinta parte del total desigualdad de ingresos medida por el índice Theil. Los antecedentes familiares determinan entre 55- 75% de las oportunidades de una persona, la escolarización de los padres y la ocupación del padre representan entre 70-80% de la desigualdad de oportunidades total.
Stanislao Maldonado y Vanessa Ríos (2008) Perú / 2001	Analizar la desigualdad de oportunidades en Perú.	El efecto total de las "circunstancias" observadas gira en torno al 7,5% en el caso del coeficiente de Gini, y al 17% para el índice de Theil. La educación de los padres es la variable más importante en la determinación de la desigualdad, la eliminación de la desigualdad debida a esta variable reduce en 5 puntos porcentuales el coeficiente de Gini en la generación más antigua y a 2 puntos porcentuales en la más joven.
Francisco Ferreira y Jérémié Gignoux (2008) Brasil / 1996 2000 2001 2003 2006	Medir la desigualdad de oportunidades en América Latina.	La desigualdad de oportunidades representa entre el 24 y 50 % de la desigualdad del ingreso. Los antecedentes familiares –la educación y la ocupación del padre - fueron los mayores componentes de la desigualdad de oportunidades, aunque el origen étnico fue importante en Brasil, Guatemala y Panamá.
Dante Contreras, Osvaldo Lorañaga, Esteban Puentes y Tomás Rau (2009) Chile / 2004	Analizar la desigualdad total asociada a la desigualdad de oportunidades en Chile	El 25% de la desigualdad de ingresos puede estar relacionado con las circunstancias. La variable que contribuye en mayor medida a la desigualdad de oportunidades es la educación del padre, con una participación de 10% y 11% del total de la desigualdad total.
Yingqiang Zhang and Tor Eriksson (2009) China / 2006	Medir la desigualdad de oportunidades frente a la desigualdad de ingresos para 9 provincias de China.	La desigualdad de oportunidades representa cerca del 16 % del índice de Gini de la desigualdad total, para el año 2006. La variable que más contribuye a la desigualdad de oportunidad es el ingreso del hogar paterno. En promedio esto representa el 23 % del índice de Gini de la desigualdad de oportunidades.
Nadia Belhaj Hassine (2010) Egipto / 1998 2006	Medir el grado de la desigualdad de oportunidades y su contribución a la desigualdad de ingresos.	La desigualdad de oportunidades representa cerca del 30 % de la desigualdad de ingresos totales. La educación del padre solo es significativa para las personas de 20 - 29 años de edad no para la totalidad muestra.
Francisco Ferreira, Jérémié Gignoux y Meltem Aran (2010) Turquía / 2003 2004	Analizar la desigualdad de oportunidades para las mujeres en Turquía.	Para una muestra de mujeres que estuvieron alguna vez casadas entre 30-49 años, la desigualdad de oportunidades fue del 26%. La educación de los padres parece correlacionarse positivamente con la ventaja económica en el futuro y la lengua, el tamaño del hogar y el número de hermanos también son importantes.
José Molinas, Ricardo Paes de Barros, Jaime Saavedra Marcelo Giugale (2010) Latinoamérica	Analizar la situación y evolución del índice de oportunidades humano en América Latina entre 1995-2008	Los resultados sugieren que entre el conjunto de circunstancias analizadas la educación de los padres y la ubicación presentan el mayor efecto sobre la desigualdad de oportunidades pues representan 1/5 de ésta.

Fuente: Elaboración Propia

Tabla 2. Estudios sobre desigualdad de oportunidades en Colombia

Autor (es)	Objetivo	Resultados
Gaviria (2002) ECV1997	Medir la movilidad intergeneracional en educación.	Resultados de $\beta \approx 0.7$, lo cual indica que la movilidad intergeneracional en educación es muy baja, pues se acerca a uno.
Tenjo y Bernal (2004) ECV2003	Investigar la relación entre los logros educativos de padres e hijos como indicador de movilidad social.	La movilidad se reduce a medida que aumentan los niveles educativos de los padres. Coeficientes de las regresiones lineales: $\beta_{padre}=0.088$ y $\beta_{madre}=0.143$ lo que sugiere una relación entre la educación de los padres con los hijos.
Cartagena (2005) ECV2033	Analizar la movilidad educativa ascendente entre generaciones en Colombia.	El índice de movilidad educativa intergeneracional se ha ido incrementando cohorte tras cohorte ubicándose actualmente a $\beta=0.7$, mostrando que se ha ido disminuyendo la movilidad.
Gaviria (2006) Latinobarómetro 1996,2000 y 2001	Repasar la evidencia empírica sobre la movilidad intergeneracional en América Latina.	En América Latina existen conexiones intergeneracionales más fuertes que en EEUU, en el caso del logro educativo de padres a hijos. $\beta=0.44$, alto grado de inmovilidad educativa.
Bouilla (2010) ECV2008 y EIH2008-01	Indagar acerca de la movilidad intergeneracional en educación desde una perspectiva regional.	Al construir 7 índices, el que es comparable con el de Gaviria es el índice $MI=0.67$, cercano a uno, entonces presenta un gran nivel de inmovilidad intergeneracional.
Carlos Vélez, Joao Azevedo y Christian Poso (2011) ECV1997,2003,2008, ENS2005 y GEIH2008	Medir la desigualdad de oportunidades entre los niños y jóvenes, como calcular el IOH.	La desigualdad en educación está fuertemente asociada con la educación de los padres, pues afecta significativamente la probabilidad de acceso a las oportunidades de educación: Si la madre o padre culmina la secundaria la probabilidad de que el hijo también la culmine se incrementa en 23% y 26% respectivamente, infiriendo una cierta inmovilidad social.
Jairo Núñez, Juan Carlos Ramírez y Bibiana Taboada (2006) ECV2003	Determinar en qué medida la desigualdad observada puede atribuirse a la desigualdad de oportunidades.	El nivel educativo alcanzado por los padres es la variable heredada que más afecta los ingresos y la educación de los individuos.
Viafara (2008) CIDSE-IRD1998	Analizar el efecto de la raza y el género sobre las desigualdades que se presentan en la salida de la escuela, el logro educativo y el estatus en el primer empleo.	La educación del padre muestra un efecto preponderante en el logro educativo. Un mayor nivel educativo del padre hace más probable alcanzar un nivel educativo más alto (23,71%)

Fuente: Elaboración Propia

Otro estudio importante sobre movilidad intergeneracional fue el que realizó Tenjo y Bernal (2004), quienes consideraron que la educación es un instrumento fundamental de movilidad social, la cual juega un papel importante en el grado de desigualdad en un país como Colombia. Sus resultados indicaron que cuando los padres solo han logrado niveles educativos bajos, para los hijos es relativamente fácil superarlos pero, sucede lo contrario cuando los niveles educativos de los padres son altos. Así mismo, en la medida en que los padres tengan educación superior, aumenta la probabilidad de que los hijos también la tengan, mientras en el caso de la educación secundaria, la relación obedece a una función cóncava de la educación de los padres. Para el desarrollo de la investigación usaron tres métodos econométricos que permitieron concluir que la educación relativa de las personas está relacionada positivamente con la de los padres y madres, siendo el efecto de la educación de las madres mayor en la determinación de los logros educativos. En cuanto a la duración en el sistema educativo, fueron las mujeres las que duraron más tiempo, y esta es más larga cuando los padres tienen mayores niveles de educación.

Siguiendo la misma línea de investigación, se presenta el trabajo de Bonilla (2010), quién indagó acerca de la movilidad intergeneracional en educación desde una perspectiva regional. Su objetivo principal fue saber en qué regiones la educación de los hijos depende menos del nivel educativo que tuvieron sus padres. Para ello analizó siete índices de movilidad basados en los procesos estocásticos de tipo markovianos, matrices de movilidad y regresiones por MCO. Con los datos obtenidos de la Gran Encuesta Integrada de Hogares (GEIH) y la Encuesta de Calidad de Vida (ECV) correspondientes a los dos primeros trimestres de 2008. Sus índices reflejaron que las mujeres han tenido mayor movilidad en educación que los hombres, lo cual es consistente con los resultados de Tenjo y Bernal (2004). Con respecto al lugar de residencia del encuestado, se encontró que los habitantes de las cabeceras tienen menos movilidad que los habitantes de las zonas rurales. A nivel de ciudades, Bogotá, Cartagena, Cali y Quibdó mostraron niveles bajos de movilidad, mientras que Montería, Neiva, Valledupar, Riohacha y Florencia se encuentran entre las ciudades más móviles.

De igual manera, cabe resaltar el estudio elaborado por Vélez *et al.* (2011) cuyo objetivo fue medir qué tan lejos estaba Colombia de un ideal de igualdad de oportunidades entre niños y los jóvenes, mediante el análisis de las circunstancias que afectan la desigualdad de oportunidades y el cálculo del Índice de Oportunidades Humanas (IOH), un estudio similar al efectuado por Molinas *et al.* (2010). Este estudio arrojó similares conclusiones al de Molinas en cuanto a que las variables de educación de los padres fueron las que más explicaron la desigualdad de oportunidades de los niños colombianos.

Por otro lado, algunos autores han buscado indagar cómo los resultados finales, no sólo son determinados por los niveles educativos de los padres o sus orígenes sociales, sino que existen otros factores como la raza y género que influyen en estos. Tal es el caso de Viafara (2008), quién analizó el efecto de la raza y el género sobre las desigualdades en el proceso de estratificación social en Cali. Para esto, utilizó variables como la salida de la escuela, el logro educativo y el estatus en el primer empleo.

Este estudio, evidenció que los resultados inferiores obtenidos por los individuos negros en el proceso de estratificación social en Cali, no sólo se producen por tener padres más pobres y con menos educación, sino también por la presencia de desventajas acumulativas a lo largo del curso de vida, que según el autor podrían ser interpretados como discriminación. El autor también sugirió que debido a los orígenes sociales más empobrecidos e inferiores niveles de educación para la población negra, el resultado normal del proceso de estratificación se manifiesta en una menor probabilidad de alcanzar mayores logros educativos y de inserción en ocupaciones de mayor estatus en el primer empleo.

Como se pudo evidenciar en los estudios de elaboración nacional, en general estos han girado en torno a la movilidad social e intergeneracional en la educación. Todos los trabajos llegaron a resultados similares, en cuando a que existen fuertes indicios de que el grado de movilidad social por medio del sistema educativo es muy bajo debido a que depende mucho del de sus padres, de modo que coinciden en que Colombia presenta un nivel de inmovilidad intergeneracional en educación considerable.

Sin embargo, en el ámbito de analizar los logros en el ingreso, desde la perspectiva de la desigualdad de oportunidades, hasta el momento solo existe una investigación

referente a este tema, que fue publicada en un documento de trabajo del CEDE, realizada por Núñez *et al.* (2006), que siguió la metodología de Bourguignon *et al.* (2003) e intentaron ver si indicadores como los coeficientes Gini y Theil, pueden atribuirse a variables relacionadas con características propias de los individuos y de sus familias, utilizando la ECV del 2003.

Sus resultados sugirieron que si las personas tuvieran las mismas condiciones iniciales, la distribución del ingreso podría mejorar entre 12 y 28% según el índice de iniquidad que se utilice (Gini o Theil), siendo menor para los hombres que para las mujeres. El estudio muestra que la desigualdad puede atribuirse a diferencias en las características heredadas por los individuos, siendo el nivel educativo alcanzado por los padres la característica que más afecta los ingresos y la educación de los individuos, y por consiguiente la de mayor efecto sobre la desigualdad. En contraste, la pertenencia a un grupo étnico afecta muy poco el nivel de ingreso de los individuos.

3. Descripción de los Datos

Los datos utilizados en la elaboración de la presente investigación provienen de la última Encuesta de Calidad de Vida (ECV) disponible, que corresponde a la del año 2008. Esta es una encuesta que originalmente tenía como finalidad la medición de las condiciones de vida de los hogares a nivel nacional, pero actualmente cubre otros tipos de propósitos, lo que en términos internacionales se clasificaría como una encuesta de hogares multipropósito. A diferencia de las encuestas de hogares del DANE (como las GEIH, ECH, EH, etc.) esta ostenta una mayor profundidad en los temas tratados, además que es representativa a nivel nacional, lo que ofrece información básica para la medición de las condiciones de vida, la obtención de indicadores de pobreza y desigualdad para las diferentes regiones del país. Esta encuesta incluye variables relacionadas con la vivienda, los servicios públicos, educación, salud, cuidado de los niños, fuerza de trabajo, gastos, ingresos, tenencia de bienes y percepción sobre las condiciones de vida en el hogar.

Para la presente investigación se empleó la información proveniente del capítulo D, “Características y composición del hogar”, del capítulo H, “Educación” y el capítulo I “Fuerza de Trabajo”.

La encuesta original cuenta con 50.500 observaciones, de las cuales sólo se trabajaron con las personas entre el rango de edad de 30-49 años, decisión común en este tipo de estudios, debido a que se supone que son las personas que están en plenitud de su capacidad productiva y además ya han terminado su ciclo educativo. Debido a lo anterior la muestra quedó reducida a 12.908 observaciones, que equivalen al 25,56 % de las observaciones iniciales. De igual forma de las 12,908 personas sólo se tuvieron en cuenta a las personas que devengaban algún tipo salario y presentaban información completa con respecto a las variables de interés, haciendo que la muestra quedara reducida a 7.187 observaciones.

La variable que midió el éxito o logro de los individuos que se utilizó en el análisis, fue el ingreso laboral mensual, mientras para las circunstancias que se tuvieron en cuenta los siguientes factores: el género; la zona de cimiento rural o urbana; la región de nacimiento principal, intermedia o periférica⁴. En cuanto a la educación de los padres se dividió la del padre y la madre en: sin educación, educación primaria y educación secundaria o superior.

Como se planteó en el marco teórico, para realizar la descomposición no paramétrica de la desigualdad fue necesario dividir la población por subgrupos teniendo en cuenta las diferentes circunstancias analizadas, con lo que se generaron 108 grupos de individuos con circunstancias similares. En promedio cada uno de estos grupos contó con 67 observaciones. De los 108 grupos creados, 89 gozaban de por lo menos 5 observaciones, equivalente a más del 82% de los grupos y la totalidad de los grupos contaban con observaciones.

⁴ Región Principal: Bogotá, Antioquía, Valle del Cauca y el exterior; Región Intermedia: Boyacá, Caldas, Caquetá, Cundinamarca, Huila, Meta, Norte de Santander, Quindío, Risaralda, Tolima y Santander; Región Periférica: Amazonas, Arauca, Atlántico, Bolívar, Casanare, Cauca, Cesar, Chocó, Córdoba, Guainía, Guajira, Guaviare, Magdalena, Nariño, Putumayo, San Andrés, Sucre, Vaupés y Vichada.

4. Resultados

Como se planteó anteriormente, el ejercicio de las regresiones de la ecuación de ingreso, ecuación (13) cuyas estimaciones se presentan en la Tabla 3, arrojaron coeficientes con signos esperados y la mayoría fueron bastante fuertes. Dado que esta es una ecuación de forma reducida, estos coeficientes no se pueden interpretar causalmente, y capturan tanto los efectos directos de C sobre y , controlando los esfuerzos, y los efectos indirectos a través de E . Todas las estimaciones que se realizaron, se calcularon los errores estándar por Bootstrap para tratar de reducir los prejuicios potenciales causados por el sesgo de los estimadores de MCO y la endogeneidad entre las variables de circunstancias y esfuerzos.

Tabla 3. Formas Reducidas para los ingresos laborales (en log) por circunstancias

Bootstrap de 1000 replicaciones			
Variable	Coefficiente	Des. Estándar	P-Valor
Género: Hombre Mujer (omitido)	0.4777053	0.0249566	0.0000000
Zona de Nacimiento :Rural Urbano (omitido)	-0.4722812	0.0252365	0.0000000
Región de Nacimiento Región Principal (Categoría Base) Región Intermedia Región Periférica	 0.0421346 -0.2367122	 0.0306037 0.0294287	 0.1690000 0.0000000
Educación de la Madre, Sin educación (Categoría Base) Educación Primaria Educación Secundaria o Superior	 0.1512859 0.5417144	 0.0320056 0.0515752	 0.0000000 0.0000000
Educación del Padre Sin educación (Categoría Base) Educación Primaria Educación Secundaria o Superior	 0.2287148 0.6127175	 0.0308103 0.0485671	 0.0000000 0.0000000
Número de Observaciones 7187	Numero de replicaciones 1000		
Wald $\chi^2(8)$ 742.04	Prob > χ^2 = 0.0000		
R-Cuadrado 0.2097	R-Cuadrado ajustado 0.2088		

Fuente: Elaboración Propia

Como muestra la prueba de Wald con bootstrap, el modelo presenta significancia a nivel global, lo que evidencia que las circunstancias al nacer de una persona son determinantes para el logro de sus metas, en este caso particular sus ingresos laborales mensuales.

En cuanto a los coeficientes, se tiene que el ser hombre hace el salario sea en promedio un 47,7% mayor que de ser mujer, resultado que se puede relacionar a fenómenos asociados a la discriminación, a la segmentación o como resultado de la división de tareas al interior de los hogares.

Por otro lado, el nacer en una zona rural hace que en promedio los ingresos laborales de una persona sean del 47,2% menos que si naciese en la zona urbana. Asimismo, el haber nacido en la región periférica (costas y territorios nacionales), causa de hecho que el ingreso sea un 23.7% menor que el haber nacido en el triángulo de Oro (Antioquia, Bogotá, Valle), pero el nacer la región intermedia (Oriental y Central) es casi indiferente a que si naciese en la región principal, pues este coeficiente es no significativo.

Otro resultado interesante, aunque no sorpresivo, es que si la madre posee educación primaria completa hace que los ingresos del individuo sea 15.1% en promedio mayor a aquel que tenga una madre sin educación, sin embargo, si la madre tiene secundaria o más, hace que sus ingresos aumenten un 54,2%. Análogo a lo anterior, si el padre tiene educación primaria completa, hace que los ingresos de la persona sea un 22.9% superior al de una persona que tenga a su padre sin estudios. Esta diferencia es mucho más acentuada, si tiene un padre con más allá de la primaria, ya que el salario mensual sería un 61,3%, superior que el de alguien con un papa sin educación. El hecho de que los coeficientes de los padres sean mayores que los de las madres indica que aquellos son más importantes en la determinación de los salarios de las personas. Estos resultados, son plenamente consistentes con resultados anteriores para Colombia, ya que reflejan la baja movilidad intergeneracional, ya que los logros, en este caso de ingresos, está fuertemente determinado por los logros educativos de los padres.

Ahora, ya centrarnos sobre el tema principal de este estudio, que es ver el efecto de las circunstancias sobre la distribución del ingreso, se utilizan las aplicaciones empíricas descritas en el apartado 2, las cuales involucran una metodología una paramétrica y otra no paramétrica para calcular tanto los índices relativos como los absolutos de desigualdad de oportunidades. Los resultados de ambos tipos de indicadores se pueden ver en las Tablas 4 y Tabla 5, a los cuales se le han agregado las desviaciones calculadas con el bootstrap de 1000 replicaciones para ver el sesgo potencial del estimador.

Tabla 4. Índices de desigualdad de oportunidades para ingresos laborales

Bootstrap de 1000 replicaciones							
INDICE		INDICES RELATIVOS			INDICES ABSOLUTOS		
Índice de Entropía		E(0)	E(1)	E(2)	E(0)	E(1)	E(2)
Total		0,6487158 (0,0253379) {0,0000000}	0,7042805 (0,0491540) {0,0000000}	1,917,089 (0,3172943) {0,0000000}	0,6487158 (0,0253379) {0,0000000}	0,7042805 (0,0491540) {0,0000000}	1,917,089 (0,3172943) {0,0000000}
No Paramétrico	Método Directo	0.2925835 (0,0116445) {0,0000000}	0.2788199 (0,0197625) {0,0000000}	0.1249889 (0,0228967) {0,0000000}	0.1898035 (0,0039767) {0,0000000}	0.1963674 (0,0044222) {0,0000000}	0.2396149 (0,0061288) {0,0000000}
	Método Residual	0.2925835 (0,0161475) {0,0000000}	0.3633474 (0,0252998) {0,0000000}	0.5237602 (0,0527135) {0,0000000}	0.1898035 (0,0152289) {0,0000000}	0.2558985 (0,0274894) {0,0000000}	1,004,095 (0,1739885) {0,0000000}
Paramétrico		0,256621 (0,0147131) {0,0000000}	0,2900545 (0,0254271) {0,0000000}	0,398578 (0,0588953) {0,0000000}	0,1664741 (0,0128842) {0,0000000}	0,2042797 (0,0232845) {0,0000000}	0,7641095 (0,0148546) {0,0000000}

Fuente: Elaboración Propia

() desviación estándar del Bootstrap

{ } P- valor del Bootstrap

Los resultados anteriores permiten inferir que se han obtenido estimaciones bastante razonables, ya que el sesgo no parece ser lo suficientemente grande como para afectar de manera significativa las estimaciones. Los coeficientes son globalmente significativos con valores límite cercanos al 0%. De esta forma los resultados parecen apoyar la opinión de que las circunstancias tienen una influencia importante en determinar la distribución del ingreso en Colombia, sin importar el índice de desigualdad que se utilice o la metodología de estimación.

Tabla 5. Índices de desigualdad de oportunidades para ingresos laborales

Bootstrap de 1000 replicaciones						
INDICES	INDICES RELATIVOS			INDICES ABSOLUTOS		
Índice de Entropía	E(0)	E(1)	E(2)	E(0)	E(1)	E(2)
Educación del Padre	0.108338 (0,0115895) {0,0000000}	0.104709 (0,0298138) {0,0000000}	0.0376494 (0,1075466) {0,7260000}	0.0702806 (0,0073748) {0,0000000}	0.0737445 (0,0196740) {0,0000000}	0.0721772 (0,1939050) {0,7100000}
Educación de la Madre	0.1110497 (0,0097166) {0,0000000}	0.1190893 (0,0232271) {0,0000000}	0.0905049 (0,0690222) {0,1900000}	0.0720397 (0,0064843) {0,0000000}	0.0838723 (0,0142787) {0,0000000}	0.1735059 (0,1104658) {0,1160000}
Región de Nacimiento	0.0200349 (0,0076541) {0,0090000}	0.013636 (0,0230063) {0,0553000}	0.0273534 (0,0417472) {0,5120000}	0.0129969 (0,0050761) {0,0100000}	0.0054914 (0,0108262) {0,6120000}	0.052439 (0,0810021) {0,5170000}
Zona de Nacimiento	0.0713177 (0,0037594) {0,0000000}	0.1177631 (0,0079941) {0,0000000}	0.1264384 (0,0071123) {0,0000000}	0.0462649 (0,0031864) {0,0000000}	0.0556356 (0,0051821) {0,0000000}	0.2423936 (0,0459197) {0,0000000}
Género	0.0219407 (0,0088789) {0,0130000}	0.0141536 (0,0066310) {0,0030000}	0.1559513 (0,0355591) {0,0000000}	0.0142333 (0,0060490) {0,0190000}	0.0312599 (0,0136009) {0,0220000}	0.2989726 (0,1058970) {0,0050000}

Fuente: Elaboración Propia

() desviación estándar del Bootstrap

{ } P- valor del Bootstrap

Para el caso de la desigualdad observada se encontró que el índice de Theil era de 70 puntos, nivel medio-alto en la región, teniendo en cuenta que el índice tiene un promedio de 60 puntos en América Latina. Por un lado, se tiene que Uruguay presenta un índice de Theil de 37 en el mismo año, siendo el país con mejor distribución del ingreso. Por otro lado, Honduras muestra un Theil de 93 el cual se ubica como el país con más concentración del ingreso (SEDLAC, 2011).

De igual manera para el caso de la descomposición no paramétrica en términos absolutos de la desigualdad de oportunidades, medido a partir del índice de desigualdad de media logarítmica (E(0)), se encontró un efecto de 18 puntos, es decir que las circunstancias pueden llevar a explicar un 29% de la desigualdad observada. Mientras si se analiza la participación de las circunstancias en explicar la desigualdad en el ingreso laboral mediante el Índice de Theil (E(1)) podría llegar a ser del 36% o si se hace con el Coeficiente de Variación este podría alcanzar el 52%. Por otro lado, si se examina a través de la metodología paramétrica, el índice de desigualdad estaría ubicado entre el 25% y el 40%. Como es sugerido por Ferreira y Gignoux (2008) y confirmado en este estudio, el índice no paramétrico sirve como cota superior a los índices de desigualdad. De esta manera, los anteriores resultados supondrían que entre la cuarta y la mitad de la desigualdad en los ingresos observada en Colombia, puede llegar a ser explicada por la inequidad en las oportunidades que hay entre los

colombianos. Esto evidencia que la baja movilidad social del país es una de las razones primordiales para explicar la desigualdad en la distribución del ingreso.

De manera específica, si se analizan los resultados a partir del $E(0)$ que sería la única medida que presenta una trayectoria independiente de la forma de la descomposición, se tendría que entre un 25% al 30% de la desigualdad del ingreso se debe a la diferencias de las circunstancias en que los individuos han nacido. Pero si se utiliza el índice más conocido, el de Theil, $E(1)$, esta diferencia puede verse acrecentada ya que podría llegar a ser entre un 27% al 37%, lo que equivaldría a más de 25 puntos del índice de Theil.

Por otro lado, al analizar los resultados obtenidos mediante la descomposición paramétrica por circunstancias, utilizando la descomposición de la ecuación (16), que permite separar el componente derivado de las diferencias de cada una de las circunstancias como son: el género, la zona de nacimiento (rural o urbano), la región de nacimiento, el nivel educativo del padre y el nivel educativo de la madre. Se tiene que para los índices basados en la desviación logarítmica, $E(0)$, y el índice de Theil $E(1)$, el nivel educativo alcanzado por el padre, el nivel de educación de la madre y la zona de nacimiento, sí son variables que explican de manera significativa (1% de significancia) la distribución del ingreso en el país. Mientras que ni el género ni la región de nacimiento, tiene un efecto significativo al 1%.

Al analizar las implicaciones de estos resultados, se puede decir que la circunstancia relacionada con la educación de la madre, que además de ser significativa al 5%, aporta el mayor efecto sobre la desigualdad de ingresos, con el 11%, para el caso del índice relativo $E(0)$. De igual manera, la educación del padre también fue significativa y representó cerca del 10.8% de la desigualdad de ingresos. Continuando con el análisis de los resultados obtenidos con el índice relativo de $E(0)$ se obtiene que las variables de región de nacimiento, zona de nacimiento y género aportaron cerca del 2%, 7% y 2.1% respectivamente, en la desigualdad de ingresos.

Dado lo anterior se puede inferir que las variables asociadas al entorno familiar, además de ser significativas, representan las circunstancias con mayor influencia sobre la desigualdad de ingresos. Lo mismo ocurre cuando se utiliza el índice relativo de $E(1)$, donde las variables de Educación del Padre y de la Madre llegan a explicar cada una más del 10% de la inequidad del ingreso percibida en Colombia.

5. Conclusiones

Los resultados de las estimaciones parecen apoyar la opinión de que las circunstancias de nacimiento tienen una influencia preponderante en determinar la distribución del ingreso en Colombia, sin importar el índice de desigualdad que se utilice o la metodología de estimación, evidenciando que la baja movilidad social del país es una de las razones primordiales para explicar la desigualdad del ingreso, debido a que puede explicar entre el 25% a un poco más del 50% de la desigualdad.

En cuanto a la importancia de cada uno de los componentes que pueden afectar la desigualdad de los ingresos, se tiene que la educación de la madre es la circunstancia que más explica la desigualdad del ingreso ya que podría explicar hasta un 12% de la desigualdad del ingreso, seguido muy de cerca por la educación del padre, la cual puede explicar más del 10% de la desigualdad. Mientras la zona de nacimiento (rural o urbano), puede explicar entre un 7% a un 11%, de la desigualdad observada.

Los resultados obtenidos son coherentes con la evidencia empírica internacional, donde finalmente se concluye que las variables asociadas al entorno familiar de una persona determinan en gran parte el desempeño de la misma, por lo cual las variables de esfuerzo aunque son importantes y determinantes en el nivel de ingresos de una persona, son las circunstancias que están fuera del control del individuo, las que explican gran parte del éxito de este.

Lo anterior se convierte en una prueba incuestionable sobre como la baja movilidad social de nuestro país, no solamente afecta los logros de los individuos y la distribución de las recompensas, si no que genera exclusión social, debido a que se replican de manera perpetua la falta de capacidades y oportunidades para grandes sectores de la sociedad, lo que plantea un importante reto a la estabilidad social y las perspectivas de crecimiento inclusivo en nuestro país.

Referencias

- ABDELKRIM, Araar Y DUCLOS, Jean-yves. (2007). "DASP: Distributive Analysis Stata Package", PEP, World Bank, UNDP and Université Laval.
- BELHAJ, Nadia. (2010). "Inequality Of Opportunity in Egypt". *Working Paper*, No. 549. Economic Research Forum, Pp.1-39.
- BONILLA, Leonardo. (2010). "Movilidad Intergeneracional en educación en las ciudades y regiones de Colombia", *Documentos de Trabajo sobre Economía Regional*, No. 130. Banco de la República, Centro de Estudios Económicos Regionales, Pp. 1-43.
- BOURGUIGNON, François; FERREIRA, Francisco. Y MENENDEZ, Marta. (2003). "Inequality of outcomes and inequality of opportunities in Brazil", *Policy Research Working Paper Series 3174*, The World Bank, Pp. 229-54.
- BOURGUIGNON, François; FERREIRA, Francisco. Y MENENDEZ, Marta. (2007). "Inequality Of Opportunity In Brazil", *Review of Income and Wealth*, Blackwell Publishing, vol. 53(4), Pp. 585-618.
- CARTAGENA, Katerine. (2005). "Movilidad Intergeneracional en Colombia", *Ensayos sobre Política Económica*, Revista ESPE. No. 51, Edición especial Educación, Banco de la República, Pp. 208-261.
- CONTRERAS, Dante; LARRAÑAGA, Osvaldo; PUENTES, Esteban Y RAU, Tomás. (2009). "Evidence for inequality of opportunities. A cohort analysis for Chile", *Serie Documentos de Trabajo No. 298*, Pp.1-22. Universidad de Chile
- FERREIRA, Francisco Y GIGNOUX, Jérémie. (2008). "The Measurement of Inequality of Opportunity: Theory and an application to Latin America", *Policy Research Working Paper*. No. 4659, The World Bank Development Research Group Poverty Team. Pp.1-55.
- FERREIRA, Francisco; GIGNOUX, Jérémie Y ARAN, Meltem. (2010). "Measuring Inequality of Opportunity with Imperfect Data: The Case of Turkey". *Policy Research Working Paper Series 5204*, The World Bank. Pp. 1- 42.
- FOSTER, James Y SHNEYEROV, Artyom. (2000). "Path independent inequality measures", *Journal of Economic Theory* No. 91, Pp. 199-222.
- GAVIRIA, Alejandro. (2002). *Los que suben y los que bajan. Educación y movilidad social en Colombia*, Editorial Alfaomega, Pp.1-101
- GAVIRIA, Alejandro. (2006). "Movilidad Social y Preferencias por Redistribución en América Latina". *Documentos CEDE No. 2006-03*, Pp.1-34, Universidad de los Andes, Enero.
- MALDONADO, Stanislao Y RIOS, Vanessa. (2008). "Desigualdades de Oportunidades en Perú: Una aproximación Econométrica", *Economía y Sociedad* 67, Consorcio de Investigación Económica y Social (CIES), Pp. 70-81, Abril

- McKENZIE, David. (2005). "Measuring Inequality with Asset Indicators", *Journal of Population Economics*, 18, Pp. 229-260.
- MOLINAS, José; PAES, Ricardo; SAAVEDRA, Jaime Y GIUGALE, Marcelo. (2010). *Do Our Children Have A Chance?* The International Bank for Reconstruction and Development. The World Bank, Pp. 1-176.
- NÚÑEZ, Jairo; RAMÍREZ, Juan Y TABOADA, Bibiana. (2006). "Desigualdad de Ingresos, Esfuerzos y Oportunidades – un Estudio del Caso Colombiano", *Documento CEDE*, No 2006-11, Pp.1-56. Universidad de los Andes.
- NÚÑEZ, Javier Y TARTAKOWSKY, Andrea. (2007). "Desigualdad de resultados vs. Desigualdad de oportunidades en un país en vías de desarrollo: Un análisis exploratorio para Chile", *Estudios de Economía*. Vol. 34, No 2, Pp. 185-202, Universidad de Chile.
- PAES, Ricardo; FERREIRA, Francisco; MOLINAS José; SAAVEDRA Jaime. (2008). *Midiendo la Desigualdad de Oportunidades en América Latina y el Caribe*, The International Bank for Reconstruction and Development, The World Bank. Pp. 1- 195.
- RAWLS, John. (1971). *A Theory of Justice*. Belknap Press of Harvard University Press.
- RIFFO, Luis. (2011). "Desigualdades económicas regionales en América Latina y el Caribe", *Reunión de Expertos sobre Población Territorio y Desarrollo Sostenible*, CEPAL, Pp. 1- 15, Santiago de Chile, Chile.
- ROEMER, John. (1998). *Equality of Opportunity*. Harvard University Press.
- SEDLAC. (2011). Socio-Economic Database for Latin America and the Caribbean. En: <http://sedlac.econo.unlp.edu.ar/eng/statistics.php>
- SEN, Amartya. (1992). *Inequality Reexamined*. Oxford University Press.
- STATA Corp. (2009). Stata Statistical Software: Release 11.2 College Station, TX: StataCorp LP.
- TENJO, Jaime. Y BERNAL, Gloria. (2004). "Educación y Movilidad Social en Colombia", *Documentos de Economía* No 13. Pp. 1- 60, Universidad Javeriana.
- VÉLEZ, Carlos; AZEVEDO, Joao Y POSSO, Christian. (2011). "Oportunidades para los niños colombianos: cuánto avanzamos en esta década", *Borradores de Economía* No. 637. Banco de la República. Pp. 1-79.
- VIÁFARA, Carlos. (2008). "Diferencias raciales en el logro educativo y status ocupacional en el primer empleo, en la ciudad de Cali (Colombia)", María del Carmen Zabala Argüelles (comp.). *Pobreza, exclusión social y discriminación étnico-racial en América Latina y el Caribe*. Bogotá: Siglo del Hombre Editores y Clacso, Pp. 85 -119.
- ZHANG, Yingqiang Y ERIKSSON, Tor. (2009). "Inequality of Opportunity and Income Inequality in Nine Chinese Provinces, 1989-2006". *Working paper*, Pp. 1-35.

Anexo

Indices de Entropía Generalizada

Los diferentes tipos de Indices de Entropía Generalizada, o GE por sus siglas en inglés, se forman a partir de la siguiente fórmula y que depende del parámetro α .

$$GE(\alpha) = \frac{1}{\alpha(\alpha - 1) \sum_{i=1}^n w_i} \sum_i w_i \left[\left(\frac{y_i}{\bar{y}} \right)^\alpha - 1 \right] \text{ para cualquier valor de } \alpha$$

El valor del parámetro α determina la sensibilidad a la transferencia del Índice. Cuando $\alpha=2$, el índice es neutral a la transferencia, porque un tamaño dado de transferencia entre dos personas por una distancia de ingreso fija, tiene el mismo efecto a niveles de ingresos altos y bajos. A medida que α decrece, el índice es más sensible a las transferencias en los estratos más bajos de la distribución.

Media Logarítmica E(0) $\alpha=0$

$$GE(\alpha) = \frac{1}{\sum_{i=1}^n w_i} \sum_{i=1}^N w_i \ln \left(\frac{\bar{y}}{y} \right), \text{ para } \alpha = 0$$

Toma valores entre 0 y $\ln(N)$, donde N es el tamaño poblacional, $\bar{y}$ es la media de la población y . Sólo utiliza pesos poblacionales y su descomposición es independiente de la forma de descomponer (Foster y Shneyerov, 2000).

Si $\alpha = 0$ las medidas de entropía generalizada dan más peso a los cambios en la parte baja de la distribución, las transferencias entre los más pobres tiene más peso (Teberobsky, 2001).

Índice de Theil E(1) $\alpha=1$

$$GE(\alpha) = \frac{1}{\sum_{i=1}^n w_i} \sum_{i=1}^N \left[\frac{w_i y_i}{\bar{y}} \ln \left(\frac{y_i}{\bar{y}} \right) \right], \text{ para } \alpha = 1$$

Si $\alpha = 1$ se aplica el mismo peso a todas las transferencias (Teberobsky, 2001). Cuanto mayor sea el valor del Theil peor será la distribución de la renta. Este índice está acotado y sus valores extremos son 0 y $\log(N)$. Así pues cuanto mayor es el valor del índice mayor desigualdad en el reparto y en la medida que se acerque a cero se puede hablar de menor concentración (Sánchez, (2010)).

Indice del Coeficiente de Variación (C.V) E(2) $\alpha=2$

$$GE(\alpha) = \left(\frac{\sigma}{\mu} \right) \text{ para } \alpha = 2$$

Su fórmula expresa la desviación estándar como porcentaje de la media aritmética, mostrando una mejor interpretación porcentual del grado de variabilidad que la

desviación típica o estándar. Por otro lado presenta problemas ya que a diferencia de la desviación típica este coeficiente es variable ante cambios de origen. Por ello es importante que todos los valores sean positivos y su media de por tanto un valor positivo. A mayor valor de C.V. mayor heterogeneidad de los valores de la variable; y a menor C.V., mayor homogeneidad en los valores de la variable

Este es un índice que se utiliza para corregir a la varianza y a la desviación típica de los problemas de normalización, además de ser un índice relativo (homogéneo de grado cero). Satisface el principio de las transferencias y el principio de la réplica de la población. Por ser ordinalmente equivalente al coeficiente de variación satisface en el límite el principio de las transferencias decrecientes.