

CENTRO DE INVESTIGACIÓN Y DOCENCIA ECONÓMICAS, A.C.



DESIGUALDAD DE OPORTUNIDADES EN EDUCACIÓN E INGRESOS LABORALES
EN MÉXICO

TESINA

QUE PARA OBTENER EL TÍTULO DE

MAESTRO EN ECONOMÍA

PRESENTA

JUAN JAVIER SANTOS OCHOA

DIRECTOR DE LA TESINA: DR. FLORIAN WENDELSPIESS CHÁVEZ-JUÁREZ

MÉXICO, D.F.

JUNIO, 2016

A mi familia.

Agradecimientos

Agradezco al CIDE por darme la oportunidad de recibir una educación de alta calidad. A los profesores, en especial de la División de Economía, por todo lo que de ellos aprendí.

A Conacyt por la beca de sostenimiento durante 2 años. Este es un agradecimiento al pueblo mexicano.

Agradezco a la Fundación Espinosa Rugarcía y al Centro de Estudios Espinosa Yglesias por su apoyo financiero a través de la VIII convocatoria de becas de licenciatura y maestría.

A mi asesor, Florian Wendelspiess, por todo su tiempo y por estar siempre dispuesto a ayudar.

A mis compañeros de maestría, de quienes tanto aprendí y admiro mucho.

A mi familia, amigos y demás compañeros que con sus muestras de apoyo me impulsaron a seguir este reto.

Contenido

1	Introducción	1
2	Revisión de literatura	3
2.1	La igualdad de oportunidades	3
2.2	Evidencia empírica	7
3	Metodología	11
3.1	Datos	11
3.2	Medición de la desigualdad de oportunidades	13
3.2.1	Especificación econométrica	15
3.2.2	Índice de desigualdad	17
3.2.3	Descomposición	18
3.3	Estadística descriptiva	19
4	Resultados	25
4.1	Regresiones	25
4.2	Índice de desigualdad de oportunidades	30
4.3	Descomposición de la IOp	34
5	Conclusiones	37
	Anexo A: missing values	44

Capítulo 1

Introducción

La desigualdad económica ha sido siempre un tema muy estudiado en economía, pero recientemente ha ganado mayor interés no solo en el ámbito académico, sino también en el debate público y las decisiones políticas. El reporte *Outlook on the global agenda 2015* del Foro Económico Mundial ubicó a la desigualdad económica como el reto que más preocupa a los principales líderes de opinión en los sectores académico, gubernamental, empresarial y de la sociedad civil ([World Economic Forum, 2015](#)). La preocupación no es menor, pues la magnitud del problema es extrema: el 1% más rico de la población posee más del 50% de la riqueza total en el mundo, en cambio el 50% de la población más pobre no posee ni siquiera el 1% de la riqueza global ([Stierli et al., 2015](#)).

En México la situación no es menos grave. El país es uno de los más desiguales de América Latina, la región más desigual del mundo. Según [Esquivel \(2015\)](#), el 1% de las personas en el percentil más alto de la distribución del ingreso posee el 21% del total de los ingresos, más que cualquiera de los otros países que incluyó en su análisis.

Inmersos en el debate de la desigualdad económica están los conceptos de **justicia** e **igualdad**. No toda desigualdad es injusta, y eso es lo que el enfoque de **igualdad de oportunidades** representa. Su premisa básica es que solo debe considerarse como indeseable aquella parte de la desigualdad que se deriva de circunstancias por las que los individuos

no tienen control. En cambio, las disparidades que resultan de factores que están bajo la responsabilidad de cada persona, como su esfuerzo, no pueden considerarse injustas.

Este trabajo utiliza los datos de la Encuesta de Movilidad Social de México de 2011 para calcular el grado de desigualdad de oportunidades en educación e ingreso laboral en México, esto es, la parte de la desigualdad que debe considerarse injusta porque se debe a factores que no están bajo el dominio de las personas. Se utiliza un conjunto de variables que representan circunstancias por las que los individuos no son responsables para calcular un índice que representa la proporción de la desigualdad total que se debe a la desigualdad de oportunidades.

La motivación de este análisis es que México es un país con muchas desigualdades sociales, en el que ha habido poca movilidad social en las últimas décadas. Lo que queremos verificar es si parte de estos pobres resultados pueden atribuirse a que hay poca igualdad de oportunidades, lo que implica que la desigualdad observada es mayormente injusta, y por tanto se requiere que el gobierno emprenda acciones para “nivelar el campo de juego” para los individuos, y así todos tengan desde un principio la misma posibilidad de obtener un buen resultado en la vida.

Los resultados obtenidos indican que un poco más de la tercera parte de la desigualdad en los años de escolaridad y la quinta parte de la desigualdad en los ingresos laborales observados en los datos se debe a la desigualdad de oportunidades. Las circunstancias que explican la mayor parte de la desigualdad de oportunidades obtenida son la educación de ambos padres, el nivel socioeconómico del hogar del entrevistado a los 14 años y la ocupación del padre.

En lo que sigue, también denominaremos el término desigualdad de oportunidades como IOp. Este trabajo se divide en 5 secciones, la primera es esta introducción; la [segunda](#) es la revisión literaria que profundiza en el concepto de la igualdad de oportunidades y su aplicación en trabajos empíricos; la [tercera](#) describe los datos y los métodos empleados; la [cuarta](#) sección presenta los principales resultados y la [quinta](#) concluye.

Capítulo 2

Revisión de literatura

2.1 La igualdad de oportunidades

El concepto de igualdad de oportunidades se deriva de las discusiones de la filosofía política en la segunda mitad del siglo XX, iniciadas con [Rawls \(1971\)](#), y seguidas por otros autores (Ronald Dworkin, Amartya Sen, Gerald Cohen), quienes consideraron la importancia de la responsabilidad individual en el grado de igualdad que era éticamente justo en una sociedad. La discusión en economía la popularizó [Roemer \(1998\)](#), quien ideó un algoritmo para calcular políticas públicas que logran igualar las oportunidades de una sociedad para alguna variable objetivo.

Roemer considera que una variable de resultado para una persona (salario, riqueza, salud, etc) depende principalmente de dos factores: las circunstancias y el esfuerzo. Las **circunstancias** son las variables de las cuales el individuo no es responsable, como por ejemplo los antecedentes familiares (educación, nivel de riqueza o grupo étnico de los padres) o las características biológicas (sexo, color de piel). Un grupo de personas que comparte las mismas circunstancias se denomina **tipo**. El **esfuerzo** son las condiciones sobre las que el individuo sí tiene influencia, como por ejemplo el número de horas que trabaja, si decide ser un asalariado, trabajar por cuenta propia o empresario, el cuidado de su salud, etc.

Llamaremos a la variable de resultado como una **ventaja**. Según el razonamiento de Roemer un individuo no debe ser culpado por sus circunstancias, por tanto considera como éticamente inaceptable la parte de la desigualdad en la distribución de la ventaja que es originada por las circunstancias. Además, considera que el esfuerzo de una persona también está influido por las circunstancias, por ello esta parte de la desigualdad también debe ser calificada como ilegítima.

Se dice que hay **igualdad de oportunidades** cuando todas las personas que ejercen el mismo grado de esfuerzo obtienen la misma ventaja, independientemente de sus circunstancias. Una complicación en esta definición es que el nivel de esfuerzo entre diferentes tipos no es directamente comparable, ya que para cada tipo hay una distribución de esfuerzo diferente. La solución de Roemer a esta cuestión es considerar que el grado de esfuerzo que debe considerarse es la posición relativa de un individuo en la distribución del esfuerzo dentro de su tipo.

La distinción entre la parte de la desigualdad que es injusta de aquella que es tolerable tiene una gran importancia, pues mientras la desigualdad de oportunidades puede desincentivar la inversión en capital humano y perpetuar la transmisión intergeneracional de la pobreza, la parte que corresponde al esfuerzo puede hacer que las personas se sientan incentivadas a trabajar duro, ahorrar y a obtener aquellas capacidades que son recompensadas en el mercado. Según [Bourguignon et al. \(2006\)](#), en un contexto dinámico la falta de igualdad de oportunidades puede conllevar a trampas de pobreza, ya que las ventajas de los tipos menos privilegiados de una generación serán las circunstancias de la próxima generación.

[Marrero & Rodríguez \(2013\)](#) enfatizan la importancia de diferenciar entre la desigualdad proveniente de la falta de oportunidades y la que es resultado del esfuerzo de las personas, ya que según sus resultados, la desigualdad de oportunidades se relaciona negativamente con el crecimiento económico, en cambio con la desigualdad de esfuerzos el impacto es positivo. Según los autores esta puede ser una explicación plausible a la falta de consenso definitivo en la literatura de crecimiento y desigualdad económica, ya que dependiendo de

si es la desigualdad de oportunidades o de esfuerzos la que está dirigiendo el cambio en la desigualdad total, puede ser positiva o negativa la relación que se encuentre.

Las consecuencias del enfoque de la desigualdad de oportunidades sobre la forma de diseñar las políticas públicas son claras, pues no es lo mismo una política que apunta a la igualdad en los resultados que aquella que busca, como diría Roemer, “nivelar el terreno de juego” (Roemer, 1998, p 5).

Volviendo a la definición del concepto de desigualdad de oportunidades, más formalmente podemos decir que tenemos una ventaja que se expresa como una función $u(\alpha; \beta)$, donde α es un escalar que representa el nivel de esfuerzo y β es el vector de circunstancias. Además, para cada β existe una distribución acumulada del esfuerzo del tipo β , $F(\alpha; \beta)$. La posición relativa de un individuo en la distribución del esfuerzo viene dada por $\pi = F(\alpha; \beta)$. Se define también la función objetivo indirecta como:

$$v(\pi; \beta) = u(F^{-1}(\pi; \beta); \beta) \quad (2.1)$$

Entonces decimos que hay igualdad de oportunidades si:

$$\begin{aligned} \forall \pi \in [0, 1], \\ v(\pi; \beta) = v(\pi; \beta') \quad \forall \beta, \beta' \end{aligned} \quad (2.2)$$

Si la ventaja entre diferentes tipos debe ser igual en cada percentil de esfuerzo, entonces la distribución acumulada de la ventaja entre los dos tipos debe ser igual también. Llamemos $G_\beta(v)$ a la distribución acumulada de la ventaja para el tipo β , entonces debe cumplirse que:

$$\begin{aligned} \forall \pi \in [0, 1], \quad \forall \beta, \beta' \\ G_\beta(v(\pi; \beta)) = G_{\beta'}(v(\pi; \beta')) \end{aligned} \quad (2.3)$$

Entonces una manera de medir la desigualdad de oportunidades es ver en qué medida la distribución de la ventaja entre los tipos es diferente. El problema con este enfoque es que las

técnicas para estimar toda la distribución generalmente son no paramétricas y requieren una gran cantidad de observaciones que crece exponencialmente con el número de circunstancias, por tanto dado el tamaño usual de las bases de datos solo puede particionarse la muestra en muy pocos tipos, dejando por fuera circunstancias importantes. Por ejemplo, [Lefranc et al. \(2008\)](#) usan solo una circunstancia con 3 tipos y [Checchi & Peragine \(2010\)](#) tienen una circunstancia y 5 tipos.

Para aprovechar mejor la información de las variables de circunstancia [Ferreira & Gignoux \(2011\)](#) han propuesto un método paramétrico para medir la IOp que consiste en calcular la diferencia en la media de la ventaja entre diferentes tipos. Este enfoque es claramente más débil que la definición de igualdad de oportunidades propuesta por Roemer, pues diferentes distribuciones de la ventaja, con distintos grados de desigualdad, pueden tener la misma media. Sin embargo, es útil para comprobar la existencia de IOp ya que si dos distribuciones no tienen la misma media entonces son diferentes:

$$\forall \pi \in [0, 1], \quad \forall \beta, \beta'$$

$$G_{\beta}(v(\pi; \beta)) = G_{\beta'}(v(\pi; \beta')) \implies \mu(v(\pi; \beta)) = \mu(v(\pi; \beta'))$$

por el contrapositivo tenemos que:

$$\mu(v(\pi; \beta)) \neq \mu(v(\pi; \beta')) \implies G_{\beta}(v(\pi; \beta)) \neq G_{\beta'}(v(\pi; \beta'))$$

De esta manera, si no se cumple la condición de que las medias de los tipos son iguales, entonces tampoco se cumplirá la definición de igualdad de oportunidades de Roemer. [Ferreira & Gignoux \(2011\)](#) hace una comparación entre los dos métodos (paramétrico y no paramétrico) y encuentra, para países de América Latina, que la desigualdad de oportunidades obtenida con el método paramétrico suele ser menor a la no paramétrica. La diferencia que encontraron entre los dos métodos fue en promedio de 6.6%.

2.2 Evidencia empírica

En esta sección se presentan los trabajos más relevantes en los que se ha aplicado la medición del concepto de desigualdad de oportunidades.

[Lefranc et al. \(2008\)](#) hace un análisis de desigualdad de oportunidades en 9 países desarrollados (Bélgica, Francia, Alemania occidental, Gran Bretaña, Italia, Holanda, Noruega, Suecia y Estados Unidos) durante los años noventa. Siguiendo un enfoque *ex-post*, utilizan técnicas no paramétricas de dominancia estocástica y ordenan los países usando un criterio de dominancia de Lorenz. También calculan un índice de oportunidad de Gini, que es una extensión del coeficiente de Gini para medir la desigualdad de oportunidades. En la mayoría de países solo utilizan como variables de circunstancia la educación del padre, que dividen en tres categorías, y en 2 países (Francia y Gran Bretaña) usan solo el grupo de ocupación del padre, que también dividen en tres categorías. Sus resultados arrojan que Noruega y Suecia son los países que exhiben menor desigualdad de oportunidad, luego hay un grupo de países que tienen un grado intermedio de desigualdad (Bélgica, Francia, Gran Bretaña y Holanda) y finalmente Italia y Estados Unidos son los países con las mayores disparidades en las oportunidades que tienen sus ciudadanos. Además, encuentran que hay una correlación positiva entre la desigualdad de ingresos y la IOp, aunque no encuentran en su muestra relación entre la IOp y el PIB per cápita. Evidencia más detallada sobre algunos de estos países puede encontrarse en: [Pistolesi \(2009\)](#); [Checchi & Peragine \(2010\)](#); [Björklund et al. \(2012\)](#); [Lefranc et al. \(2009\)](#).

[Ferreira & Gignoux \(2011\)](#) estiman la IOp en el ingreso per cápita y el gasto de consumo en los hogares para 6 países latinoamericanos (Brasil, Colombia, Ecuador, Guatemala, Panamá y Perú). Los autores desarrollan su propio método paramétrico para calcular y descomponer la desigualdad de oportunidades siguiendo un enfoque *ex-ante*. Utilizaron 6 variables de circunstancias: sexo, etnicidad, región de nacimiento, nivel educativo de ambos padres y la ocupación principal del padre (Esta última variable no disponible en Colombia y Perú). Encontraron que la IOp en el ingreso per cápita del hogar representó, al menos, entre

el 23% (Colombia) y el 34% (Guatemala) de la desigualdad total. Así mismo, la IOp en el consumo fue entre el 25% (Colombia) y el 51% (Guatemala) de la desigualdad total en esta variable. Además identificaron que las circunstancias más importantes son la pertenencia a un grupo étnico, la educación de ambos padres y que la ocupación principal del padre haya sido en el sector agrícola.

Solo hay dos trabajos -de los que tenemos conocimiento- que realizan una medición de la IOp de los ingresos en México. El primero es el de [Paes de Barros et al. \(2009\)](#), quienes estudian 7 países de latinoamérica (Brasil, Colombia, Ecuador, Guatemala, México, Panamá y Perú). En México utilizan como fuente de información la Encuesta Nacional sobre Niveles de Vida del año 2002. Encontraron que el 23% de la desigualdad de los ingresos laborales se debe a la IOp, lo que ubicó al país como en el tercero menos desigual, entre 7 países analizados. También reportan que la IOp representó el 21% de la desigualdad del ingreso del hogar y el 27% de la desigualdad en el consumo, ocupando en ambos indicadores la posición de el país menos desigual entre los incluidos. Muestran además que las circunstancias que caracterizan a los individuos en el decil más bajo de consumo son: que el padre haya tenido un trabajo agrícola, tener padres sin educación y pertenecer a una minoría étnica.

Por otra parte está el estudio de [Wendelspiess Chávez Juárez \(2015\)](#), que utiliza datos de la Encuesta de Movilidad Social de México (EMOVI) del año 2006 para calcular la IOp en el bienestar. El bienestar es considerado como una variable latente que resulta de aplicar técnicas de análisis factorial a variables relacionadas con la calidad de vida actual de las personas, como el ingreso, el número de habitaciones per cápita en el hogar, el número de bienes que posee el hogar (dentro de un total de 14 bienes por los que se preguntó en la encuesta), un indicador de calidad de la vivienda, la propiedad de un vehículo y el número de años de educación que obtuvo la persona. Como variables de circunstancias se incluyeron el número de años de educación de cada uno de los padres, si los padres eran propietarios de su casa, un estimado de la condición socioeconómica cuando la persona tenía 14 años, la pertenencia a un grupo étnico y el sexo. Aplicando la medición de IOp propuesta en

Ferreira & Gignoux (2014)¹ encuentra que con el indicador multidimensional de bienestar, las circunstancias representan casi el 40% de la desigualdad total, más del doble que si solo se considerara el ingreso como variable de ventaja.

En educación, Solís (2010a) calcula índices de desigualdad de oportunidad en México para jóvenes entre 15 y 19 años, utilizando datos del Censo de Población y Vivienda del año 2000. La variable de ventaja es el número de años de educación y las variables de circunstancias son indicadores de la clase social del hogar (promedio de años de escolaridad del jefe de hogar y su cónyuge, índice de características de la vivienda), la raza/etnia, el género y la residencia urbana/rural. Emplea tres diferentes métodos para calcular la desigualdad de oportunidades, dos no paramétricos y uno paramétrico, y aplica en todos los casos el índice de Gini, con su respectiva descomposición. Encuentra que entre el 52% y el 63% del índice de Gini en los años de educación de las personas entre 15 y 19 años puede ser atribuible a la desigualdad de oportunidades. También reporta que las variables que más contribuyen a la desigualdad de oportunidades son el promedio de escolaridad del jefe de hogar y su cónyuge y el índice de características de la vivienda, con cerca del 84% del total. Adicionalmente, replica los resultados para cada estado del país y encuentra que Chihuahua (62.2%), Querétaro (56%) y Jalisco (55.8%) son los estados en los que la desigualdad de oportunidades es más importante, mientras que el Distrito Federal (40.9%), Tabasco (42.6%) y Sonora (43.3%) es donde menor es esta proporción. En general, entre mayor es la desigualdad educativa en los estados mayor es el porcentaje atribuible a la desigualdad de oportunidades.

Soloaga & Wendelpiess (2010) calculan la desigualdad de oportunidades en el logro educativo en México, utilizando datos de la EMOVI del año 2006. Las variables de ventaja que usan son el logro educativo, esto es, varias *dummies* que indican si completó un nivel educativo (primaria, secundaria, preparatoria, universidad). Como variables de circunstancias incluyen la educación del jefe de hogar, el acceso a servicios públicos en el hogar, características del hogar en términos de activos y el número de hermanos. Como sus variables

¹ que tiene la propiedad de que el índice de IOp es el R^2 de la regresión entre la ventaja y las circunstancias

de ventaja son binarias aplican un índice de desigualdad, derivado del índice de disimilitud, que mide el porcentaje de oportunidades que necesita ser reasignado para que cada tipo tenga el mismo nivel de ventaja. Sus hallazgos muestran que para que haya igualdad de oportunidades en el nivel de primaria completa es necesario redistribuir el 16% de la ventaja. Este porcentaje de redistribución debería ser de 29% para la educación secundaria, 39% para la preparatoria y 45% para la universitaria. En su análisis por cohortes, reportan que la desigualdad de oportunidades en el logro educativo ha disminuido para las generaciones más jóvenes, aunque principalmente esta disminución se ha reflejado en los niveles de primaria y secundaria, y casi nada en la educación universitaria.

Nuestro trabajo realiza varios aportes a la literatura empírica de la desigualdad de oportunidades en México. En primer lugar contamos con un amplio conjunto de circunstancias, más que en los anteriores trabajos realizados en el país, y con los datos más actuales hasta la fecha. En segundo lugar, los datos de la Encuesta de Movilidad Social 2011 son representativos tanto para hombres como para mujeres, a diferencia de la encuesta de 2006 que consistía principalmente solo de hombres, por tanto en nuestro análisis podemos detallar los resultados para ambos sexos y sus patrones por cohortes.

Capítulo 3

Metodología

3.1 Datos

Se usarán datos de la Encuesta ESRU de Movilidad Social en México 2011 (EMOVI-2011), dirigida por el Centro de Estudios Espinosa Yglesias y financiada por la Fundación Espinosa Rugarcía (ESRU). La EMOVI es representativa a nivel nacional para hombres y mujeres entre 25 y 64 años.

El eje temático de la encuesta es la movilidad social y en ella se pregunta por las características socioeconómicas y condiciones laborales actuales y cuando los entrevistados tenían 14 años. La encuesta también contiene información sobre el nivel educativo y el estatus ocupacional de los padres de los entrevistados. De esta manera se pueden obtener varias variables de circunstancias relacionadas con las condiciones de vida que las personas tenían en su juventud. Algunas de estas variables incluidas son el nivel educativo, estatus ocupacional y pertenencia étnica de los padres, nivel socioeconómico del hogar en su juventud y tener alguna discapacidad.

Las variables de ventaja que se incluirán en el análisis son los años de educación del entrevistado y su ingreso laboral mensual reportado. Escogemos estas variables porque son indicadores aproximados de bienestar y estatus socioeconómico en la vida adulta. En el

caso de la educación tiene la característica que se empieza a recibir desde temprana edad, muy influenciada en por la decisión de los padres, y cambia relativamente poco en la edad adulta. En cambio, el ingreso laboral es una variable de naturaleza más volátil, que puede estar influenciada por la situación económica del país, por lo que al tomar solo un periodo de tiempo puede que no refleje el ingreso permanente o de largo plazo de los individuos. Es por esto que incluir educación e ingresos laborales resulta un buen complemento para ver desde varias dimensiones la desigualdad de oportunidades.

La base de datos completa de la EMOVI cuenta con 11001 observaciones, pero en la muestra final que utilizamos para los resultados nos quedamos con 8784 observaciones que no contenían *missing values* en las variables de interés. Para evitar una mayor pérdida de datos debido a que las variables de educación de los padres contenían un poco más de 1300 *missing values* se decidió conservar estas observaciones incluyéndolas como una categoría más en la variable de educación. En el anexo A se analizan las características de las observaciones de la muestra no incluidas y los posibles efectos de esta exclusión sobre los resultados.

Para el análisis por grupos de edad se definieron las siguientes cohortes: de 25 a 34 años (cohorte 1), de 35 a 44 años (cohorte 2), de 45 a 54 años (cohorte 3) y 55 años o más (cohorte 4).

Hay que tener en cuenta varias observaciones con respecto a la variable de ingreso laboral que utilizamos en este trabajo. En primer lugar consideramos que no es una medida completa del ingreso laboral debido a que en la encuesta solo se pregunta por el monto que gana mensualmente en el trabajo¹, sin tener en cuenta si se incluyen pagos por otros conceptos que pueden obtener los trabajadores como horas extras, bonos por desempeño, vacaciones, beneficios extralegales, propinas, reparto de utilidades, etc. En segundo lugar, del total de entrevistados que reportó tener un trabajo remunerado, el 35% no respondió a la pregunta sobre sus ingresos laborales con un monto de dinero sino que seleccionó uno de los intervalos de ingresos que

¹ Exactamente la pregunta es: Y aproximadamente ¿cuánto gana o en cuánto calcula los ingresos mensuales que usted recibe por el trabajo principal que usted realiza?

estaban como opción². Para incluir a estas personas en el análisis se imputó su ingreso laboral como el valor medio del intervalo que seleccionaron, a excepción de la última categoría, en la que se colocó el valor mínimo. Una tercera preocupación es el sub-reporte del ingreso, que es un problema común en las encuestas de hogares, sobretodo de los individuos en la parte alta de la distribución de ganancias. [Lara Ibarra & Martínez-Cruz \(2015\)](#) calculan que no observar al 5% más alto de la distribución del ingreso puede generar un sesgo hacia abajo de entre el 12% y el 35% en el indicador de desigualdad de oportunidades. Por todo esto, debemos considerar que posiblemente los resultados que obtengamos al utilizar el ingreso laboral de esta encuesta es una subestimación de la verdadera desigualdad de oportunidades.

En la encuesta también se dispone del número de horas que trabaja el entrevistado a la semana, por lo que es posible calcular el ingreso laboral por hora, lo que es especialmente útil para hacer comparaciones por sexo, ya que los datos señalan que las mujeres suelen trabajar menor número de horas que los hombres. Sin embargo desconocemos cuántas semanas al mes trabaja cada persona y como el ingreso laboral se reportó mensualmente, entonces si se calcula el ingreso por hora será bajo el supuesto de que todos los individuos trabajaron el mismo número de semanas al mes.

3.2 Medición de la desigualdad de oportunidades

[Roemer & Trannoy \(2015\)](#) han descrito la medición de la IOp como un proceso de dos etapas, en donde primero se hace una estimación econométrica y posteriormente se hace la medición con un índice de desigualdad. En la etapa de estimación la metodología empleada puede depender en primer lugar de si se cuenta con una base de datos con mucha información (que contiene variables de circunstancias y esfuerzo) o con poca información (solo circunstancias).

La información sobre el esfuerzo es útil si nos interesa conocer el canal por medio del cual las circunstancias afectan a las ventajas, es decir, para identificar el efecto directo y el

²Estos eran: 0-1 sal. min (\$0-\$1500); 1-3 sal. min (\$1501-\$1500); 3-5 sal. min (\$4501-\$7000); 7-10 sal. min (\$10001-\$14000); 10-30 sal. min (\$14001-\$4200); 30-55 sal. min (\$42001-\$100000); 56+ sal. min (\$100001+)

indirecto, este último a través del esfuerzo. En este caso la relación entre la ventaja, las circunstancias y las variables de esfuerzo se especifica a través de un modelo estructural. El problema con este tipo de modelos es que debido a la existencia de variables omitidas, los parámetros pueden estar sesgados y las estimaciones no serían válidas. Sin embargo, si solo nos interesa obtener el efecto total de las circunstancias sobre la IOp, nos basta con tener solo variables de circunstancias en nuestra base de datos, lo que suele ser el caso más común en la investigación empírica.

De manera un poco más detallada, lo que haremos en este trabajo, en un primer paso, es estimar un modelo de regresión utilizando como variable dependiente la ventaja, denotémosla Y_i , y como variables independientes un vector de circunstancias C_i . Luego calculamos la desigualdad de oportunidades aplicando un índice a la distribución de la ventaja estimada:

$$\theta_{IOp} = I(E[Y_i|C_i]) \quad (3.1)$$

El índice $I(\cdot)$ aplicado puede ser cualquiera de los utilizados en la literatura de desigualdad de resultados, sin embargo, como se verá más adelante, es deseable que cumpla con ciertas propiedades. La intuición detrás de este procedimiento es sencilla. Al calcular el valor estimado de la ventaja con el modelo resulta que los individuos que pertenecen a un mismo tipo tienen la misma ventaja, por tanto, la única diferencia que existe en esta distribución contrafactual es la generada por la diferencia entre tipos, que es precisamente la relacionada con la desigualdad de oportunidades.

Generalmente el conjunto de variables de circunstancias no es demasiado grande, por lo que siempre existen variables omitidas. Por ello, como han demostrado [Ferreira & Gignoux \(2011\)](#), la medida que se obtiene es un límite inferior de la verdadera IOp y debe interpretarse con esta precaución en mente. Debe aclararse que en este proceso de medición no estamos interesados en establecer relaciones causales, porque nos interesa el efecto total de cada circunstancia, no su efecto directo, por lo que tener variables omitidas nos preocupa más porque no capturamos toda la desigualdad producto de las circunstancias que por posibles sesgos en

las estimaciones.

Una vez el indicador de IOp se calcula puede descomponerse en los factores que contribuyen a la desigualdad.

3.2.1 Especificación econométrica

Para medir la desigualdad de oportunidades en el logro educativo se especificará un modelo que tiene como variable dependiente el número de años de educación que reportó el entrevistado. Este modelo, representado en la ecuación 3.2, puede estimarse por medio de mínimos cuadrados ordinarios (OLS) o modelos para datos de conteo (binomial negativo).

$$edu_i = \mu + C_i\beta + \epsilon_i \quad (3.2)$$

Para medir la IOp en los ingresos laborales implementaremos un modelo en dos partes:

$$Pr(T_i = 1|C_i) = \Phi(\alpha C_i + \epsilon_i) \quad (\text{primera parte}) \quad (3.3)$$

$$Y_i = \mu + \beta C_i + \epsilon_i \quad (\text{segunda parte}) \quad (3.4)$$

En la primera parte se estima una ecuación de participación laboral incluyendo las variables de circunstancia (ecuación 3.3) y en la segunda etapa se estima un modelo para el salario reportado por las personas que están trabajando, incluyendo nuevamente las circunstancias (ecuación 3.4). La primera etapa se estima con un probit y la segunda con un OLS, en el que la variable dependiente está en logaritmos. En ambas etapas se incluyen solo las variables de circunstancias, y son las mismas en las dos ecuaciones. Dado que no estamos interesados en el efecto directo de las circunstancias (causales) sino en el efecto total, no hace faltan variables instrumento que identifiquen la probabilidad de trabajar y no afecten el ingreso, como es usual en otros casos. Además, no quisiéramos introducir variación en las estimaciones que no se deban a circunstancias.

La razón para estimar un modelo en dos partes es que solo observamos el ingreso laboral

para aquellas personas que tienen un trabajo remunerado, sin embargo puede ser que las circunstancias también afecten la probabilidad de que una persona esté recibiendo ese ingreso, por tanto, si queremos capturar el efecto total de las circunstancias sobre el ingreso laboral debemos considerar su papel en ambas etapas. Una alternativa a la estimación de un modelo en dos partes es un modelo tobit, que también considera el resultado como el producto de la decisión a partir de una variable latente. En este trabajo nos decantamos por la opción del modelo en dos partes porque no queremos imponer el supuesto de que las circunstancias que afectan la probabilidad de estar trabajando son las mismas que influyen en el ingreso recibido, en otras palabras que los factores que importan para el margen extensivo no son necesariamente los mismos que los del margen intensivo. Un modelo tobit estima conjuntamente las dos etapas y arroja solo un conjunto de coeficientes, lo que conlleva el riesgo de que si determinada circunstancia es importante en una de las etapas pero no en la otra, finalmente el coeficiente aparezca que no es significativo para todo el modelo. En cambio, con un modelo en dos partes se obtienen dos conjuntos de coeficientes, uno para cada etapa, por lo que se puede valorar el aporte de cada circunstancia de manera separada.

Para verificar qué tan diferente es esta especificación en dos etapas frente a un modelo con una sola etapa, donde solo se incluyen las personas que están dentro del mercado laboral, en la [Tabla 4.2](#) se calcula el índice de IOp para ambos casos, pero estos resultados se detallarán más adelante.

Como variables independientes se utilizarán las siguientes circunstancias: nivel educativo, estatus ocupacional y pertenencia étnica de los padres, nivel socioeconómico del hogar en su juventud, el lugar donde vivía a los 14 años, el número de hermanos que tuvo y si tiene alguna discapacidad.

Para todos los cálculos se tuvieron en cuenta los pesos muestrales de la encuesta. Se utilizó el software Stata 14 ([StataCorp, 2015](#)).

3.2.2 Índice de desigualdad

Un índice de desigualdad mide el grado de dispersión de una distribución. En la literatura económica son muchos los índices que existen para medir desigualdad, cada uno con diferentes propiedades. Generalmente la elección del índice va de acuerdo al tipo de problema que se está estudiando, por ejemplo, para la distribución de ingresos es bien conocido el índice de Gini, mientras que en salud es muy usado el índice de concentración. En el análisis de desigualdad de oportunidades los índices más utilizados en la literatura empírica son los índices de Desviación Logarítmica Media (MLD, por sus siglas en inglés), índice de Theil, el índice de Oportunidad de Gini (GO) y la varianza. (Pignataro, 2012; Ramos & Van de gaer, 2015).

Ferreira & Gignoux (2011) proponen el MLD como un indicador de desigualdad absoluta³ porque sus propiedades son bastante deseables en un índice que mida desigualdad de oportunidades. Además proponen una medida relativa de desigualdad de oportunidades que consiste en la razón entre el MLD de la distribución contrafactual y el MLD de la variable de resultado. Este índice relativo, a diferencia de la versión absoluta, tiene la ventaja de que es interpretable: representa la proporción de la desigualdad total que es atribuible a la desigualdad de oportunidades. Sin embargo este índice tiene el problema de que no se puede calcular cuando la variable analizada contiene ceros. Eso no impide que podamos calcular el índice absoluto, ya que es poco probable que la distribución que obtenemos a partir del modelo estimado contenga ceros, en cambio sí es un problema si queremos calcular el índice relativo. Dado que en este trabajo las variables de ventaja analizadas (años de educación e ingreso laboral) contienen ceros, no sería posible obtener un índice relativo de desigualdad de oportunidades si se utiliza el MLD.

Como considero relevante el hecho de que el índice ponga en contexto el tamaño de la desigualdad y además se le pueda dar una interpretación práctica, entonces no utilizaré el

³definido como:

$$E_0(\{y_i\}) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \log \frac{\bar{y}}{y_i} \quad (3.5)$$

MLD, ni ninguno dentro la familia de entropía generalizada, que son los más utilizados pero tienen el mismo problema. Dentro de las alternativas que quedan, el índice más satisfactorio es el propuesto por [Ferreira & Gignoux \(2014\)](#), que se calcula como la razón entre la varianza de la distribución contrafactual y la varianza de la variable de resultado. Este índice, llamémoslo en adelante varianza relativa o el índice relativo de desigualdad de oportunidades, lo definimos como:

$$\theta_r = \frac{\text{var} \left(\left\{ \hat{y}_i = C_i \hat{\beta} \right\} \right)}{\text{var}(\{y_i\})} \quad (3.6)$$

Este índice cumple con las propiedades deseables en un índice que mida la desigualdad⁴ y además tiene una interpretación práctica: representa la proporción de la desigualdad total explicada por la desigualdad de oportunidades. Una desventaja de utilizar la varianza es que la versión del índice de desigualdad absoluta no cumple con el principio de invarianza escalar, por tanto, en los resultados presentaremos solo el índice relativo.

Los errores estándar para los índices se calcularon haciendo *bootstrapping* con 100 repeticiones.

3.2.3 Descomposición

Para ver cuáles son las circunstancias que más aportan a la desigualdad de oportunidades se utilizará el método de descomposición de Shapley que, a grandes rasgos, consiste en estimar todos los modelos posibles con las combinaciones de circunstancias y luego comparar la desigualdad entre los modelos que incluyen determinada circunstancia y los que no. La contribución marginal promedio de cada circunstancia es su aporte a la desigualdad ([Shorrocks](#),

⁴• Principio de población: el índice es invariante a una réplica de la población $\{1, \dots, N\}$. • Invarianza escalar: el índice es invariante a la multiplicación de la ventaja por un escalar positivo. • Invarianza traslacional: el índice es invariante a la suma de un escalar positivo a la ventaja. • Simetría: el índice es invariante a cualquier permutación de dos individuos. • Principio de transferencia de Pigou-Dalton: La transferencia de un grupo más aventajado a uno con menos ventaja debe reducir la desigualdad. • Descomposición: la desigualdad puede ser descompuesta aditivamente en las fuentes que la generan. • Testeabilidad estadística: Se puede probar la significancia del índice.

2012). Supongamos que tenemos un índice de pobreza o desigualdad I que depende de m factores x_k , y expresamos esta relación como $I = f(x_1, x_2, \dots, x_m)$, lo que se busca es asignar una contribución w_k , a cada factor, x_k , de tal manera que podemos expresar I como la suma de las contribuciones: $I = \sum_{k=1}^m w_k$.

Una de las principales ventajas del método de Shapley es que no depende del índice utilizado ni de la forma en cómo este se calcula, ni tampoco del orden en que se van incluyendo/excluyendo las variables para calcular su contribución marginal. Además es exacto, lo que quiere decir que el total de las contribuciones suma el total del índice, sin necesidad de recurrir a un componente “residual”, como ocurre con otros métodos (Shorrocks, 2012).

Debido a que el método de descomposición utiliza los resultados de las regresiones, el aporte de cada variable depende de los coeficientes que estimamos, que como se mencionó anteriormente no son necesariamente causales o libres de sesgo. Por tanto, al interpretar la contribución de cada circunstancia al total de la desigualdad de oportunidades debemos tener en cuenta que estamos suponiendo que incluimos todas las circunstancias relevantes, o al menos, que si hay circunstancias importantes omitidas estas no se correlacionan con las ya incluidas.

3.3 Estadística descriptiva

En la [Tabla 3.1](#) se presentan algunos resultados de la EMOVI. Para cada cohorte de edad se muestra la proporción de personas y los promedios de años de escolaridad y de ingresos laborales (para aquellos que reportan que reciben una remuneración), según algunas de las variables de circunstancias más relevantes.

La primera circunstancia considerada es el sexo del entrevistado. Para todas las cohortes los hombres tienen más años de educación y mayor ingreso laboral que las mujeres, lo que se traduce en que a nivel general los hombres reciben, en promedio, 0.8 años de educación y un salario total 38% más alto. Las cohortes más jóvenes recibieron más educación que las

mayores, y fueron las mujeres las que incrementaron más su educación, pues la brecha de género en escolaridad pasó de 2.3 años para la generación más vieja a 0.6 años en la más joven. De igual forma, la brecha de género en el ingreso laboral también se ha reducido un poco entre generaciones, ya que en el grupo de mayor edad los hombres ganan 31% más que las mujeres, pero en el de menor edad la diferencia es del 22%.

La siguiente circunstancia analizada es el lugar en que la persona vivía cuando tenía 14 años. Esta variable nos permite visualizar la brecha que existe en el acceso a oportunidades entre el sector rural y los centros de población más urbanizados. El 36.8% de los entrevistados vivía en un pueblo, casi 35% en una ciudad chica o mediana y 28.5% en una ciudad grande o metrópolis⁵. Los datos muestran que para todas las cohortes, quienes crecieron en un pueblo tienen en promedio menos años de escolaridad y menor salario que quienes crecieron en una ciudad chica o mediana, que a su vez, tienen menos educación y tienen salarios más bajos que quienes crecieron en una ciudad grande o una metrópolis.

El hecho de haber vivido en un pueblo tiene un efecto notable sobre la educación recibida. Para dar una idea, se puede ver que en promedio una persona del grupo de edad entre 25 y 34 años que vivió en un pueblo tiene la misma educación que alguien de 55 años o más de edad que vivió en una ciudad grande. No obstante, la diferencia en educación entre quienes vivieron en un pueblo y una ciudad grande se ha ido acortando en el tiempo, ya que para la cohorte más joven la brecha es de 3 años de educación, mientras que la brecha para el grupo de más edad es de 3.6 años.

La siguiente variable analizada es si el entrevistado tiene ascendencia indígena. Esto solo puede ser verificado de manera indirecta con los datos de la encuesta ya que no se le pregunta directamente a la persona si pertenece a un grupo étnico, sino si sus padres hablan o hablaban alguna lengua indígena. El 15.6% de los encuestados reportó tener ascendencia indígena, quienes, en general, alcanzaron menor escolaridad y salarios más bajos, a excepción de la cohorte de mayor edad en la que este grupo tuvo relativamente mejores resultados.

⁵La encuesta clasifica los poblados como: pueblo (hasta 2500 habitantes), ciudad chica (2500 a 15000 habitantes), ciudad mediana (15000 a 100000 habitantes), metrópoli (más de 500000 habitantes).

Tabla 3.1: Promedio de variables de resultado, según algunas circunstancias

	Todos		25-34 años		35-44 años		45-54 años		55 y más	
	(%)	Eng.	Educ	Eng.	Educ	Eng.	Educ	Eng.	Educ	Eng.
Sexo										
Mujer	52.8	4127	10	4520	9.3	4088	8.1	3835	5.6	3546
Hombre	47.2	5708	10.6	5493	9.6	5375	9.4	7056	7.9	4654
Lugar en que vivía a los 14 años										
Pueblo	36.8	3990	8.8	3609	7.6	3884	6.5	4892	5.2	3445
Ciudad chica-mediana	34.7	5435	10.6	5635	9.7	5295	9.3	5836	6.9	4210
Ciudad grande-metrópolis	28.5	6039	11.8	6136	11.5	5383	11.1	7288	8.8	5710
Padres hablaban lengua indígena										
No	84.4	5315	10.6	5338	9.7	5035	9.2	6296	6.7	4101
Sí	15.6	4049	8.7	3678	8.1	3687	6.4	4260	7.2	4908
Nivel educativo de la madre										
No completó primaria	56.8	4166	8.1	3582	8.2	4275	7.5	4676	5.8	3763
Primaria completa	22.6	5689	10.3	5769	10.6	4871	10.8	7287	9.9	6762
Secundaria completa	15.2	7035	12.8	6141	11.9	6993	14	10919	14.4	7867
Universidad completa	1.6	8612	15.5	8048	12.8	10915	18.6	7360	14.1	15000
Nivel educativo del padre										
No completó primaria	54.3	4101	8.1	3658	8.2	4026	7.5	4669	5.6	3822
Primaria completa	22	5377	10	5312	10.4	5211	9.5	5972	9.3	5535
Secundaria completa	14.7	6412	12.4	5375	11.7	6509	13.5	9227	13.5	7737
Universidad completa	4.3	10773	15.2	10290	16.3	7336	17.4	18607	13.9	4423
Quintil de riqueza a los 14 años										
Más bajo	14.3	3317	7.2	3445	6.4	3115	4.7	3458	4.8	3286
Bajo	20	4012	9.2	3314	8.1	4374	6.3	4458	3.8	3184
Medio	18.5	4532	10	5373	9.7	4120	8.2	4386	5.2	3637
Alto	21.5	4833	11.2	5242	9.6	4121	8.9	5621	7.2	4387
Más alto	25.7	7360	12.9	6824	12	7118	12.4	9592	10.6	5790
Promedio	9.2	5113	10.3	5129	9.5	4860	8.7	5863	6.8	4309
N	8784	8784	5224	1684	2808	1869	2061	1151	1202	519

Fuente: Cálculos del autor con base en Emovi 2011. Nota: La primera columna (%) indica el porcentaje de la muestra que tiene esa circunstancia. Todos los cálculos incluyen los pesos muestrales de la encuesta.

El nivel educativo de la madre y del padre es una de las variables consideradas como una de las circunstancias más importantes. En la [Tabla 3.1](#) se puede apreciar que para más de la mitad de los encuestados, al menos uno de sus padres ni siquiera alcanzó a completar la primaria. En el otro extremo, muy pocos reportaron que sus padres contaban con un título universitario: solo el 1.6% en el caso de las madres y el 4.3% para el padre. Probablemente las personas provienen de hogares en los que el nivel educativo de sus padres es similar, ya que el coeficiente de correlación entre estas dos variables es de 0.81. De hecho, para el 75% de las observaciones ambos padres tuvieron el mismo nivel educativo. En términos generales, tener padres más educados incrementa notoriamente el número de años de educación que una persona recibe, así como también su salario. Por ejemplo, alguien cuyo padre alcanzó un título universitario obtuvo, en promedio, más del doble de años de educación y de ingresos laborales que otra persona con un padre que ni siquiera terminó la primaria.

Para completar el análisis de la [Tabla 3.1](#) se presentan los resultados según el nivel socioeconómico del hogar del entrevistado cuando este tenía 14 años. Para medir el nivel socioeconómico se usa como una proxy el quintil al que pertenece el hogar en un índice de riqueza construido a partir de bienes y activos con que contaba el hogar⁶. El índice se calculó con la técnica de análisis de correspondencia múltiple y se hizo de manera separada en cada cohorte para aislar los efectos de cambios tecnológicos que han hecho más accesibles estos bienes a las cohortes más jóvenes, de esta forma, el quintil de riqueza se interpreta como la posición relativa de los hogares con respecto a los hogares de la misma época.

Los resultados presentados muestran que hay una relación positiva entre el nivel socioeconómico del hogar a los 14 años y el nivel educativo alcanzado. Las diferencias son bastante grandes: una persona del quintil de riqueza más alto obtiene casi 6 años más de educación que una persona del quintil más bajo. Esta brecha además es persistente, pues ha cambiado poco entre generaciones: en el grupo de personas de 55 años o más la diferencia entre los

⁶Se incluyeron variables binarias que incluían si el hogar contaba con estufa, lavadora, refrigerador, boiler, aspiradora, tostadora, baño, agua entubada, electricidad, servicio doméstico permanente o parcial, terrenos, casa de vacaciones, casa para alquilar, ahorros, cuenta bancaria, acciones, animales de granja y maquinaria agrícola. Además se incluyó el número de automóviles con que contaba el hogar (excluyendo taxis).

grupo con más y menos ventaja socioeconómica es de 5.8 años de educación, mientras que en la cohorte más joven la diferencia es de 5.7 años.

La relación entre el nivel socioeconómico en la juventud y el ingreso laboral, como se esperaba, también es positiva, y de hecho la diferencia es apreciable: los individuos en el quintil de riqueza más alto ganan más del doble que aquellos en el quintil más bajo. En este caso, la brecha entre los niveles socioeconómicos más alto y más bajo ha crecido a lo largo de las generaciones, ya que para los más viejos una persona que proviene de un hogar del quintil más alto de riqueza gana 1.8 veces más que alguien que proviene del quintil más bajo, en cambio para la cohorte más joven este factor es de 2.2.

En la [Tabla 3.2](#) se reportan las mismas variables de resultado que en la [Tabla 3.1](#), además de la probabilidad de estar trabajando, clasificando según la categoría ocupacional de los padres cuando el entrevistado tenía 14 años y sin separar por cohortes de edad. Las categorías ocupacionales fueron generadas como lo hace [Solís \(2010b\)](#), quien definió 6 clases sociales, a partir de 28 grupos ocupacionales, que compartían similares oportunidades de vida y orígenes sociales.

El porcentaje de madres que no trabajaba en el mercado laboral es mucho mayor que el de los padres. Mientras que para más del 90% de los encuestados su padre trabajaba, tan solo el 14.3% de las madres lo hacía. Las personas con padres que no trabajaban o que sí lo hacían pero en el sector agrícola son las que reportan menor educación y menores ingresos laborales. A medida que aumenta el estatus ocupacional de los padres, el nivel de educación, la probabilidad de estar empleado y los ingresos salariales alcanzados por las personas son más alto, por ejemplo, aquellos con un padre que tenía un trabajo no manual con alta calificación recibieron 7.4 años más de educación y ganan más del doble que aquellos con un padre que trabajaba en el sector agrícola.

Por otra parte, los resultados en educación e ingreso laboral guardan una relación menos estrecha con la ocupación que tenía la madre, pues aquellos cuya madre tenía una posición ocupacional relativamente mejor no necesariamente tienen mejor salario, y solo para las posi-

Tabla 3.2: Variables de resultado según ocupación de los padres

	(%)	Educ.	% trabaja	Ing.
Ocupación del padre				
No trabajaba	9.3	8.0	67	4619
Agrícolas	32.0	7.0	63	4027
Manual baja calif.	10.7	9.7	68	4843
Manual alta calif.	30.4	9.7	69	5024
Comercio	10.0	11.5	75	6616
No manual baja calif.	4.2	13.3	78	7287
No manual alta calif.	3.5	14.4	78	9289
Ocupación de la madre				
No trabajaba	85.7	8.9	68	5038
Agrícolas	1.6	6.8	68	4613
Manual baja calif.	5.5	10.2	67	5521
Manual alta calif.	1.8	9.6	61	4508
Comercio	3.1	12.0	80	5037
No manual baja calif.	1.5	13.6	72	7807
No manual alta calif.	0.9	14.8	64	5519
N	8784	8784	8784	6003

Fuente: Cálculos del autor con base en Emovi 2011. Nota: la primera columna (%) indica el porcentaje de la muestra que tiene esa circunstancia. Todos los cálculos incluyen los pesos muestrales de la encuesta.

ciones más altas se ven mejores resultados en educación. Esta aparente inconsistencia en los datos probablemente se debe a que en estos cálculos el tamaño de muestra es más reducido, ya que es muy baja la proporción de madres que tenía un trabajo.

A grandes rasgos, la conclusión de los datos reportados en las tablas 3.1 y 3.2 es que las circunstancias de una persona sí afectan los resultados en educación y salario. No obstante, como muchas de las circunstancias están probablemente correlacionadas este no es un análisis definitivo. En el análisis de regresión presentado a continuación se incluirán todas las circunstancias a la vez, lo que permitirá observar con mayor exactitud el papel de cada circunstancia en la desigualdad de oportunidades.

Capítulo 4

Resultados

4.1 Regresiones

A continuación, en la [Tabla 4.1](#), se presentan los resultados de las regresiones de las variables de resultado (años de escolaridad e ingresos laborales) y las circunstancias para toda la muestra. Con estas estimaciones se construirá la distribución contrafactual que está libre de variación intra-tipo, de tal manera que nos queda la variación entre-tipos, que es la que nos interesa para medir la IOp. Estas regresiones se muestran para ilustrar el efecto que tienen las circunstancias sobre las variables de resultado, es decir para ver qué características demográficas o del origen social son significativas para explicar las ventajas adquiridas.

El modelo de años de escolaridad presentado en la [Tabla 4.1](#) se estimó por OLS. También se ajustó un modelo binomial negativo para tener en cuenta que la variable dependiente es de conteo, no obstante los resultados obtenidos fueron similares, por lo que se omiten aquí por simplicidad. Se puede ver que casi todas las variables de circunstancias incluidas resultaron significativas, en su mayoría con un nivel de significancia estadística menor al 1%, y además tienen el signo esperado, ya que a mejor condición social de origen, mayor educación se obtiene. En el modelo de dos partes para el ingreso laboral muchos coeficientes fueron también significativos, aunque en términos generales no tuvieron tanta significancia

como los del modelo de educación. En la primera parte del modelo se presentan los coeficientes del probit, que si bien no son directamente interpretables, al menos contienen el signo de la relación entre la variable dependiente y la independiente. En la segunda parte, como la variable dependiente está en logaritmos, el coeficiente presentarse debe interpretarse como una semi-elasticidad, es decir debe multiplicarse por 100 y representa un cambio porcentual.

Los resultados indican que el sexo es una circunstancia que da mayor ventaja a los hombres, quienes tienen en promedio 0.77 años de educación más que las mujeres y ganan 34% más en su salario mensual que ellas. Así mismo, las personas de ascendencia indígena reportan en promedio, 0.41 años de educación menos y un salario 9% menor que los no indígenas. Claramente el sexo (como concepto biológico) y la pertenencia étnica son condiciones que las personas no pueden escoger, por tanto cualquier diferencia que exista en educación a razón de estas es una desigualdad injustificable.

Tener una discapacidad también es una circunstancia que importa para los logros educativos, ya que en la regresión se obtuvo que, en promedio, las personas con alguna discapacidad recibieron 1.1 años de estudio menos que quienes no tenían esta condición. Además la variable tuvo un efecto negativo y significativo sobre la probabilidad de estar trabajando, pero no sobre lo que ganan una vez en el mercado laboral. El número de hermanos que tiene una persona esperaríamos fuera una circunstancia que afecta negativamente la educación que esta puede llegar a recibir debido a que un hogar con mayor número de integrantes posiblemente se enfrente a más dificultades económicas para mantener a todos sus hijos en la escuela y se deba tomar la decisión de que solo algunos continúen con su educación, mientras otros deban insertarse al mercado laboral. No obstante, lo obtenido en el modelo indica que este no es el caso ya que no hay diferencias entre los años de educación de ninguna de las categorías de la variable número de hermanos, incluso si las personas provienen de una familia muy numerosa (más de 10 hermanos). Esta circunstancia solo resultó significativa en la parte de participación del modelo de ingreso laboral, e indica que si la persona tiene mayor cantidad de hermanos entonces es más probable que esté en el mercado laboral, no obstante no tiene

Tabla 4.1: Regresiones de variables de resultado frente a circunstancias

	Escolaridad OLS	Two part ingreso laboral	
		1 parte	2 parte
Hombre	0.77***	1.35***	0.34***
Indígena	-0.41***	0.09**	-0.09***
Discapacidad	-1.13***	-0.61***	0.02
No de hermanos			
Sin hermanos			
Entre 1 y 3	0.06	0.26***	-0.03
Más de 3	0.09	0.25***	0.00
Educación madre			
Menos que primaria			
Primaria completa	1.34***	0.09	0.17***
Secundaria completa	1.47***	0.1	0.14***
Universidad	2.07***	-0.94***	0.12
Educación padre			
Menos que primaria			
Primaria completa	0.58***	0.06	-0.04
Secundaria completa	1.81***	0.11	0.04
Universidad	4.04***	0.25*	0.55***
Madre trabajaba	0.37***	0.10**	-0.06**
Ocupación del padre			
No trabajaba			
Agrícolas	-0.1	-0.13**	-0.03
Manual baja calif.	0.81***	-0.1	-0.04
Manual alta calif.	0.71***	-0.06	0
Comercio	1.86***	0.21***	0.13***
No manual baja calif.	1.94***	0.12	0.11*
No manual alta calif.	1.25***	0.25**	-0.01
Lugar en que vivía a los 14			
Pueblo			
Ciudad chica-mediana	0.95***	0.01	0.17***
Ciudad grande-metrópolis	1.28***	-0.02	0.17***
Quintil de riqueza a los 14 años			
Más bajo			
Bajo	0.42***	0.20***	0.04
Medio	1.17***	0.39***	0.19***
Alto	1.22***	0.23***	0.29***
Más alto	2.11***	0.33***	0.46***
Constante	5.24***	-0.64***	7.64***
N	8784	8162	

Fuente: Cálculos del autor con datos de Emovi 2011.

Nota: *** Significativo al 1%, ** 5%, * 10%.

relación con el salario que devenga. Una variable que nos podría dar más información sobre la relación entre el número de hermanos y la educación recibida es la edad de los hermanos, ya que se podría establecer el orden de nacimiento y esta variable tal vez puede explicar mejor los resultados educativos, sin embargo esta información no está incluida en la encuesta.

La educación de los padres es una circunstancia importante tanto para la educación como para el ingreso laboral de las personas. Los resultados indican que consistentemente a mayor nivel educativo alcanzado por cualquiera de los padres más años de educación recibirán sus hijos. Para ilustrar la magnitud de las diferencias comparemos dos casos extremos: una persona con ambos padres que tienen nivel educativo universitario recibe, manteniendo lo demás constante, 6.1 años más de educación que alguien cuyos padres no terminaron ni siquiera la primaria. Esta diferencia en los niveles educativos de los padres por sí sola puede explicar el resultado en educación de dos personas, una de las cuales no terminó la preparatoria y otra que alcanzó un título universitario. Dada la magnitud de los coeficientes parece que los antecedentes educativos del padre tienen un efecto más grande que los de la madre en la educación de los hijos.

La relación entre el nivel educativo de los padres y la participación laboral del entrevistado no parece clara, ya que solo para el nivel universitario se encuentra un efecto significativo, sin embargo si la madre alcanzó este nivel el coeficiente tiene un signo negativo, mientras que en el caso del padre el signo es positivo. Así mismo la relación entre educación de los padres e ingreso devengado no es muy consistente. Hay un efecto positivo sobre el salario si la madre completó la primaria o la secundaria, pero no si alcanzó un título universitario. Con el padre solo hay un efecto positivo cuando este alcanzó el nivel educativo más alto, y la magnitud del coeficiente es grande: representa un salario 55% más alto frente a las personas cuyo padre alcanzó un nivel educativo más bajo.

Con respecto a la situación ocupacional de los padres, los modelos indican que si la madre del entrevistado trabajaba cuando este tenía 14 años, entonces en promedio obtiene 0.37 años más de educación que alguien cuya madre no estaba en el mercado laboral. También hay

un efecto positivo de la ocupación de la madre en la probabilidad de estar trabajando, sin embargo la relación es negativa, y significativa, con respecto al salario devengado.

Los resultados de la situación ocupacional del padre los podemos analizar con un poco más de detalle. Las personas con padres que trabajaban en alguna de las categorías ocupacionales definidas, a excepción de los trabajadores agrícolas, reportan un mayor logro educativo que aquellos con padres que no trabajaban cuando el entrevistado tenía 14 años. Quienes tenían padres que se desempeñaban en trabajos manuales alcanzaron, en promedio, entre 0.7 y 0.8 años más de educación que aquellos en la categoría de referencia (personas con padres que no trabajaban), mientras que aquellos cuyos padres tenían trabajos no manuales recibieron, en promedio, entre 1.2 y 1.9 años más de estudios. El efecto de la ocupación del padre sobre los ingresos laborales de sus hijos solo resulta significativo para las categorías de comercio y trabajo no manual de baja calificación, con coeficientes positivos que indican salarios superiores de 13% y 11%, respectivamente. Para las categorías de trabajadores agrícolas y manuales de baja calificación hay efectos negativos sobre la participación laboral pero ninguno sobre los salarios.

El tipo de poblado donde vivía el entrevistado a los 14 años también es una circunstancia que genera desigualdad de oportunidades. Aquellos que crecieron en ciudades chicas o medianas recibieron, en promedio, 0.95 años más de educación que quienes vivían en un pueblo. Para los que crecieron en ciudades grandes o metrópolis la ventaja es aún mayor, 1.3 años más de estudios. De igual forma se evidencia diferencias significativas en los salarios que devengan quienes vivieron en ciudades y quienes estaban en un pueblo, ya que los primeros ganan, en promedio, 17% más que los segundos.

Una de las variables que mejor explica las diferencias educativas son las condiciones de vida cuando el entrevistado tenía 14 años. Los resultados muestran que entre mejor era la condición socioeconómica del hogar, las personas obtuvieron más años de educación y salarios más altos. En la comparación más extrema, aquellos que vivían en hogares que se ubicaban en el quintil más alto de riqueza tienen en promedio 2.1 años más de educación

y un salario 46% mayor que quienes vivían en hogares que se encontraban en lo más bajo de la distribución. Sin embargo, no hace falta comparar los quintiles más extremos porque incluso entre los dos quintiles más bajos hay diferencias significativas en educación (0.4 años), aunque no en salarios. Para el tercer y cuarto quintil se evidencia que los salarios son 19% y 29% más altos, respectivamente, frente al quintil menos favorecido.

4.2 Índice de desigualdad de oportunidades

En la [Tabla 4.2](#) se calcula el índice de desigualdad de oportunidades para educación e ingresos laborales, para el total de la muestra, y desagregado por sexo y cohortes, con sus respectivos errores estándar. Un mayor valor del índice quiere decir que hay más desigualdad de oportunidades. Se reportan los errores estándar calculados por bootstrapping. Para el caso de ingresos laborales se calculan tres índices: uno utilizando el proceso de dos etapas descrito en la subsección [3.2.1](#) e incluye a toda la muestra (TP); otro solo considerando a las personas que sí trabajan y tienen ingresos laborales positivos; y por último uno que usa el procedimiento de dos etapas para el ingreso laboral por hora. En la [Figura 4.1](#) se presentan visualmente los resultados obtenidos.

En educación el índice de IOp calculado para toda la muestra fue de 0.36, y puede interpretarse como que el 36% de la desigualdad en el número de años de educación que una persona recibe es ocasionada por las circunstancias que los individuos no eligen, y por tanto son diferencias socialmente injustas. El error estándar de 0.01 es muy bajo, por lo que la estimación del índice es bastante confiable. Al desagregar por cohortes se puede ver que la generación más antigua es la que tiene mayor IOp. En las dos generaciones que le siguen hay reducciones sucesivas en el índice pero en la generación más joven se incrementa hasta 0.40.

Tabla 4.2: Índice relativo de desigualdad de oportunidades por cohortes y sexo

Cohorte	Años de escolaridad		Ing. laborales (TP)		Ing. laborales > 0		Ing. Lab. por hora						
	IOP	S.E.	IOP	N	IOP	N	IOP	S.E.					
Mujeres	Entre 25 y 34	0.40	0.01	4179	0.18	0.01	3930	0.15	0.01	2450	0.14	0.01	3863
	Entre 35 y 44	0.35	0.01	1865	0.27	0.05	1729	0.19	0.01	1224	0.30	0.02	1700
	Entre 45 y 54	0.41	0.01	1433	0.33	0.03	1294	0.27	0.01	851	0.30	0.02	1270
	55 o más	0.44	0.01	1313	0.26	0.04	1209	0.31	0.01	556	0.12	0.02	1188
Todos	0.37	0.01	3926	0.18	0.01	3705	0.27	0.01	1551	0.20	0.01	3673	
Entre 25 y 34	0.49	0.01	1636	0.41	0.03	1555	0.64	0.01	638	0.20	0.02	1545	
Entre 35 y 44	0.42	0.01	923	0.21	0.04	872	0.22	0.01	425	0.58	0.03	865	
Entre 45 y 54	0.47	0.01	752	0.14	0.08	695	0.35	0.01	321	0.09	0.04	686	
55 o más	0.41	0.01	615	0.53	0.06	573	0.73	0.01	167	0.34	0.12	567	
Todos	0.35	0.01	4864	0.10	0.01	4457	0.12	0.01	3530	0.08	0.01	4348	
Entre 25 y 34	0.37	0.01	2543	0.12	0.01	2375	0.14	0.01	1812	0.12	0.01	2318	
Entre 35 y 44	0.35	0.01	942	0.23	0.04	857	0.24	0.01	799	0.14	0.03	835	
Entre 45 y 54	0.42	0.01	681	0.31	0.04	577	0.32	0.01	530	0.29	0.03	562	
55 o más	0.49	0.01	698	0.25	0.06	625	0.30	0.01	389	0.11	0.04	610	

Fuente: Cálculos del autor con datos de Emovi 2011. Nota: errores estándar obtenidos por bootstrapping

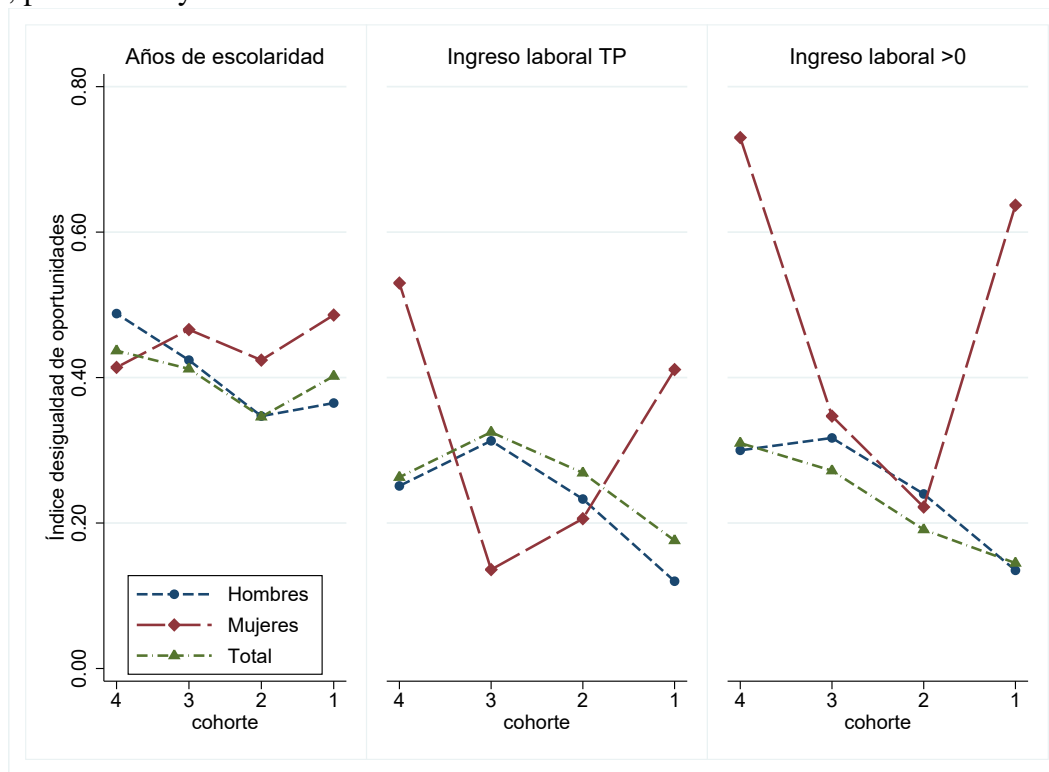
En general, el índice de IOp en años de escolaridad calculado para las mujeres (0.37) es ligeramente mayor que el de los hombres (0.35). Esto era de esperarse ya que el coeficiente de la regresión en la [Tabla 4.1](#) fue positivo para los hombres. Para casi todas las cohortes, a excepción de la última, la IOp de las mujeres es mayor, y al contrario de lo que ha pasado con los hombres, la tendencia de la IOp es creciente para las generaciones más jóvenes. De hecho la diferencia en el índice entre mujeres y hombres se ha revertido con el tiempo, pues mientras que en la generación más antigua el IOp era mayor para los hombres (0.49 vs 0.41), en la generación más joven ocurre lo contrario (0.49 vs 0.37).

En cuanto a la IOp en los ingresos laborales utilizando el modelo de dos partes (TP), el valor del índice para toda la muestra fue de 0.20, esto es que al menos la quinta parte de la desigualdad en los ingresos se debe a circunstancias que no están bajo responsabilidad del individuo. En el análisis por cohortes se evidencia que la IOp tiene forma parecida a una U invertida, de tal forma que la generación más nueva y la más antigua tienen menos desigualdad que las de generaciones intermedias. No obstante, la cohorte más joven es menos desigual que la más vieja por casi 0.08 puntos en el índice.

Al igual que con la educación, la IOp en los ingresos laborales es mayor en las mujeres que en los hombres (0.18 vs 0.10). Aquí el efecto del sexo es doble ya que, según lo reportado en las regresiones de la [Tabla 4.1](#), ser hombre influye tanto en la probabilidad de participar en el mercado laboral como en los salarios que reciben quienes están trabajando. En los hombres el comportamiento de la IOp entre las generaciones también tiene forma de U invertida, y la cohorte más joven es la que reporta menor desigualdad. En cambio, para las mujeres el comportamiento es diferente, ya que tiene forma de U, lo que indica que son la generación más antigua y la más reciente las que tienen mayor desigualdad, mientras que las generaciones intermedias son las menos desiguales.

En el modelo de ingresos laborales que incluye solo a los que tienen un ingreso positivo el índice IOp para toda la muestra es de 0.14, que es menor que en el modelo TP. No obstante, al desagregar por sexo no se mantiene que la IOp en este modelo sea menor, ya que tanto para

Figura 4.1: Índice relativo de desigualdad de oportunidades en educación e ingresos laborales, por cohorte y sexo



Fuente: Elaboración propia con datos de Emovi 2011.

Nota: Cohortes 1: entre 25 y 34 años; 2: entre 35 y 44; 3: entre 45 y 54; 4: 55+

los hombres y las mujeres el valor del índice es mayor.

En este modelo de ingresos positivos se ve que la IOp ha disminuido para las generaciones más jóvenes: ha pasado de 0.31 en la cohorte más antigua a 0.15 en la más reciente. Para las mujeres la IOp por cohortes tiene forma de U, al igual que en el modelo TP, con valores bastante elevados en la cohorte más antigua (0.73) y en la más joven (0.64). Para los hombres, por el contrario, se mantiene la relación de forma de U invertida en la IOp por cohortes. Tanto para mujeres como para hombres la IOp es mayor que en el modelo TP.

Por último están los resultados del índice para los ingresos laborales por hora. Calculado en toda la muestra el valor de la IOp es de 0.13, que es menor que en el caso del ingreso laboral total (TP), lo que indica que parte de la desigualdad de oportunidades en el ingreso laboral total se debe a diferencias en el número de horas trabajadas. Por cohortes, tenemos la misma forma de U invertida que con el ingreso total, sin embargo ahora la desigualdad es un

poco más alta en la generación más joven que en la más vieja.

Al desagregar por sexo se observa, al igual que antes, que el índice es más alto para las mujeres que para los hombres, aunque la diferencia de género es más grande (0.20 vs 0.08) que en el modelo TP con el ingreso total (0.18 vs 0.10). El índice para las mujeres tiene un comportamiento un poco diferente en comparación con los otros dos modelos de ingreso laboral, ya que no tiene la forma de U que tenían estos sino que se alternan valores altos y bajos entre cada generación. Para los hombres el patrón en forma de U invertida sí se mantiene.

4.3 Descomposición de la IOp

En la [Tabla 4.3](#) se reporta la descomposición de Shapley del índice, esto es, el porcentaje de contribución de cada variable a la desigualdad de oportunidades que se observa para el total de la muestra, por sexo y por cohortes. Para los años de escolaridad, empleando la totalidad de observaciones, tenemos que las variables de educación de ambos padres, el estatus socioeconómico del hogar a los 14 años y la ocupación del padre son las variables que mayor proporción del índice explican. Estas cuatro variables juntas contribuyen con casi el 83% del total del índice. El lugar de residencia a los catorce años también es una variable que explica una proporción importante del índice, con el 11%. Las restantes 5 variables explican una proporción pequeña del índice, con una contribución total de solo 6.2%.

Al hacer el análisis de descomposición por cohortes se puede ver que los principales factores que contribuyen a la IOp, si bien siguen siendo los mismos que para el total, han ido cambiando de importancia. Mientras que para la generación más antigua las variables que más importaban eran el índice de riqueza del hogar y la ocupación del padre, en la generación más joven es la educación de ambos padres la más relevante. En las cohortes 2 y 3 las variables que más contribuyen al índice son el estatus socioeconómico del hogar y la educación del padre.

Al descomponer el índice por sexo, las variables que más contribuyen son la educación de ambos padres, el estatus ocupacional del padre y el índice de riqueza del hogar. La educación de la madre es un factor que es ligeramente más importante para las mujeres, mientras que la educación del padre influye más en los hombres. Del análisis de descomposición por cohortes se observa que el sexo ha ido perdiendo relevancia en las generaciones más jóvenes, ya que ha pasado de representar 10.9% del total de la IOp en la cohorte 4 a solo 1.8% en la cohorte 1.

En la descomposición de los ingresos laborales se utilizó el índice que se calculó con el modelo de dos partes, presentado en la [Tabla 4.2](#). Cuando se incluyen todas las observaciones la variable que más explica la desigualdad de oportunidades es el sexo, con un 52% del total. Le siguen en orden de importancia el índice de riqueza del hogar, la educación del padre y la ocupación del padre. Juntas, estas cuatro variables cuentan hasta el 88% del total de la IOp.

Por cohortes se sigue manteniendo que la IOp de ingresos laborales es principalmente explicada por el sexo, con una participación de más del 40% en todas las cohortes. Aunque en general las circunstancias más relevantes son las mismas en cada cohorte (educación de los padres, índice de riqueza, ocupación del padre), varía un poco el orden de importancia de cada una, así por ejemplo, en la cohorte 1, la educación del padre es la siguiente circunstancia más importante, mientras que para la cohorte 4 lo es la ocupación del padre.

Una vez que hacemos el análisis por separado para hombres y mujeres, encontramos que la educación del padre, la ocupación del padre, la educación de la madre y el índice de riqueza son las circunstancias más importantes, que juntas cuentan en total el 91% de la IOp de las mujeres y el 80% de la de los hombres.

Tabla 4.3: Índice de desigualdad de oportunidades y descomposición de Shapley

	Años de escolaridad								Ingresos laborales (TP)							
	Cohorte				sexo				Cohorte				sexo			
	Todos	1	2	3	4	M	H	Todos	1	2	3	4	M	H		
IOP	0.36	0.40	0.35	0.41	0.44	0.37	0.35	0.20	0.18	0.27	0.33	0.26	0.17	0.10		
Sexo	2.1	1.8	0.2	2.9	10.9			52.0	41.7	43.3	42.0	45.9				
Indígena	1.6	1.4	1.6	3.9	1.1	2.4	1.1	0.4	1.4	1.2	0.2	4.0	0.4	1.9		
Discapacidad	0.3	0.3	0.1	0.6	0.1	0.3	0.4	0.3	0.3	0.1	0.9	0.2	0.0	2.6		
No de hermanos	0.8	4.5	0.2	1.2	1.0	1.4	0.4	0.4	1.1	0.5	1.0	1.8	2.1	4.1		
Educación madre	20.0	21.5	13.1	18.0	13.8	23.3	17.8	7.5	7.5	5.5	10.4	12.4	18.8	12.3		
Educación padre	24.8	26.6	22.6	21.6	17.5	22.7	28.2	13.1	18.2	7.9	21.1	8.5	30.3	23.2		
Madre trabajaba	1.2	3.2	0.7	0.2	0.7	1.3	1.4	0.3	1.5	0.8	2.0	0.4	3.8	1.5		
Ocupación padre	18.3	14.5	17.3	13.6	23.3	17.5	20.2	9.0	9.2	16.9	12.7	16.0	20.8	21.0		
Lugar de residencia	11.0	5.1	21.3	13.3	6.5	11.0	10.4	3.5	5.5	6.4	1.1	2.1	2.5	9.5		
Índice de riqueza	19.7	21.1	23.0	24.6	25.2	20.2	20.1	13.3	13.6	17.4	8.7	8.7	21.4	23.9		

Fuente: Cálculos del autor con datos de Emovi 2011. Nota: La primera fila, en negritas, contiene el valor del índice de IOP calculado. Los valores en las columnas representan el porcentaje con que contribuye cada circunstancia en el total del índice.

Capítulo 5

Conclusiones

En este trabajo calculamos el grado de IOp en educación e ingresos laborales en México. Los índices calculados muestran que la IOp representa el 36% de la desigualdad en los años de escolaridad y el 20% de la desigualdad en los ingresos laborales.

La IOp fue mayor para los años de educación que para los ingresos laborales, lo que es consistente con la literatura de IOp. Parte de esta diferencia puede deberse a los errores de medición, que son más comunes en el reporte de ingresos que en los años de educación.

Para el caso de los ingresos laborales estos resultados son consistentes con los encontrados en otros estudios, por ejemplo [Paes de Barros et al. \(2008\)](#) encontró que para el año 2002 en México, la IOp en el ingreso laboral era del 21% de la desigualdad total, y en 2006, [Wendelspiess Chávez Juárez \(2015\)](#) reporta que este porcentaje es del 18%.

Con los años de educación, la magnitud de la IOp calculada es menor a la que encontró [Solís \(2010a\)](#), quien estima que la IOp educativa representa entre el 52% y el 63%. Sin embargo, los resultados entre los dos estudios no son totalmente comparables, ya que Solís solo incluye en su muestra a jóvenes entre 15 y 19 años, rango de edad por fuera de la muestra que usamos en este trabajo, y además su método de medición es diferente al nuestro. [Ferreira & Gignoux \(2014\)](#) midió la IOp en el desempeño de los estudiante Mexicanos en las pruebas PISA y encontró que está representaba el 27% de la desigualdad total en los puntajes. Si bien

las medidas y métodos son diferentes en estos estudios, nuestras estimaciones se ubican en el intermedio entre los otros dos trabajos.

En el análisis por cohortes de edad se obtuvo que en general la IOp en los años de escolaridad se ha reducido para las cohortes más jóvenes, sin embargo la tendencia no es claramente decreciente, sino que el índice se reduce en algunas generaciones y en algunas incrementa. Al desagregar por sexo se encontró que la IOp educativa es más alta para las mujeres y además ha ido incrementando para las generaciones más jóvenes, mientras que lo contrario ocurre para los hombres.

La IOp en el ingreso laboral también es más alta para las mujeres que para los hombres. Por cohortes, los patrones son diferentes para ambos sexos. Para los hombres, los valores más bajos de IOp están en la cohorte más joven y en la más vieja, mientras que los más altos están en las cohortes intermedias, por lo que gráficamente esto se representa como una forma de U invertida. En cambio, con las mujeres ocurre al revés, y por ello el patrón tiene una forma de U.

Las circunstancias que más contribuyen a la IOp en los años de escolaridad son la educación de ambos padres, el nivel socioeconómico del hogar cuando el entrevistado tenía 14 años y la ocupación del padre. Juntas estas variables explican el 83% de la IOp educativa. Para el ingreso laboral el sexo del entrevistado tiene el primer lugar en importancia, con más del 50% del total del índice cuando se calcula para toda la muestra. Cuando lo calculamos de forma separada para hombres y mujeres entonces son nuevamente la educación de los padres, el nivel socioeconómico del hogar en la juventud y la ocupación del padre los que explican la mayor parte de la IOp en el ingreso laboral.

Los resultados de este trabajo pueden tener diferentes usos para las políticas públicas. En primer lugar tiene un valor informativo, porque es relevante saber si como sociedad le estamos brindado a todas las personas, desde el principio de su vida, la oportunidad de adquirir las capacidades que le permitirán alcanzar el nivel de bienestar que desea en su vida. En segundo lugar, si se sigue recopilando información sobre el origen social de las personas,

se puede conocer además como evoluciona en el tiempo la IOp y empezar a comparar con la desigualdad total, el desempeño de la economía y otras medidas de bienestar social (pobreza, educación, movilidad social, etc). Otro resultado útil para el uso en política pública es la descomposición de la IOp, pues permite establecer los principales factores que están generando la IOp y con ello se puede identificar el perfil de las personas a las que desde temprana edad se les debe “nivelar el terreno de juego” para que puedan desarrollarse en igualdad de condiciones.

Este trabajo tiene varias limitaciones que deben ser tenidas en cuenta a la hora de interpretar los resultados. En primer lugar, como han demostrado [Ferreira & Gignoux \(2011\)](#), el índice calculado es un valor mínimo de la verdadera desigualdad de oportunidades ya que pueden existir otras circunstancias que influyen en la obtención de la ventaja y por las que no controlamos en nuestra regresión. Si bien no podemos asegurar que tenemos todas las circunstancias en este trabajo, sí creemos que contamos con las más importantes, como lo son la educación de los padres y el nivel socioeconómico del hogar en que vivía el entrevistado, e incluimos el mayor número de variables comparado con otros trabajos de este tipo realizados en México. Por tanto, aunque no podemos saber la verdadera IOp en México creemos que contamos con suficientes circunstancias como para aproximarnos bien a ese valor real.

En segundo lugar, el ingreso laboral utilizado no está adecuadamente medido, ya que no contempla todos los ingresos que puede obtener un trabajador. Además una parte de los valores utilizados fueron imputados, como se describió en la sección 3.1, debido a que no todos reportaron su ingreso. Como demuestra [Wendelspiess Chávez Juárez \(2015\)](#), si la variable de ventaja es medida de forma imprecisa, entonces la IOp calculada estará subestimada. Adicionalmente como muestran [Lara Ibarra & Martínez-Cruz \(2015\)](#), si no se observa la parte alta de la distribución de ingresos, lo que es muy probable en la EMOVI, también habrá un sesgo negativo en la IOp. Por estas razones creemos que el índice de desigualdad que calculamos probablemente está subestimando la verdadera IOp en los ingresos laborales en México.

Un tercer punto a tener en cuenta es que en el análisis de descomposición asumimos que no hay circunstancias importantes omitidas al calcular los porcentajes de contribución al índice total. Si hubiera alguna variable omitida importante muy probablemente los aportes de cada circunstancia cambiarían.

Referencias

- Björklund, A., Jäntti, M., & Roemer, J. E. (2012). Equality of opportunity and the distribution of long-run income in Sweden. *Social Choice and Welfare*, 39(2-3), 675–696.
- Bourguignon, F., Ferreira, F. H. G., & Walton, M. (2006). Equity, efficiency and inequality traps: A research agenda. *The Journal of Economic Inequality*, 5(2), 235–256.
- Checchi, D. & Peragine, V. (2010). Inequality of opportunity in Italy. *The Journal of Economic Inequality*, 8(4), 429–450.
- Esquivel, G. (2015). *Desigualdad extrema en Mexico: concentración del poder económico y político*. Technical report, Oxfam México.
- Ferreira, F. H. G. & Gignoux, J. (2011). The Measurement of Inequality of Opportunity: Theory and an Application To Latin America. *Review of Income and Wealth*, 57(4), 622–657.
- Ferreira, F. H. G. & Gignoux, J. (2014). The Measurement of educational inequality: Achievement and opportunity. *World Bank Economic Review*, 28(2), 210–246.
- Lara Ibarra, G. & Martinez-Cruz, A. L. (2015). Exploring the sources of downward bias in measuring inequality of opportunity.
- Lefranc, A., Pistolesi, N., & Trannoy, A. (2008). Inequality of Opportunities Vs. Inequality of Outcomes: Are Western Societies All Alike? *Review of Income and Wealth*, 54(4), 513–546.

- Lefranc, A., Pistolesi, N., & Trannoy, A. (2009). Equality of opportunity and luck: Definitions and testable conditions, with an application to income in France. *Journal of Public Economics*, 93(11-12), 1189–1207.
- Marrero, G. A. & Rodríguez, J. G. (2013). Inequality of opportunity and growth. *Journal of Development Economics*, 104, 107–122.
- Paes de Barros, R., Ferreira, F., Vega, M., & Chanduvi, S. (2009). *Measuring Inequality of Opportunities in Latin America and the Caribbean*. World Bank Publications.
- Paes de Barros, R., Molinas Vega, J. R., & Saavedra, J. (2008). Measuring inequality of opportunities for children. *Mimeo*.
- Pignataro, G. (2012). Equality of Opportunity: Policy and Measurement Paradigms. *Journal of Economic Surveys*, 26(5), 800–834.
- Pistolesi, N. (2009). Inequality of opportunity in the land of opportunities, 1968–2001. *Journal of Economic Inequality*, 7(4), 411–433.
- Ramos, X. & Van de gaer, D. (2015). Approaches To Inequality of Opportunity: Principles, Measures and Evidence. *Journal of Economic Surveys*, 0(00), n/a–n/a.
- Rawls, J. (1971). *A theory of justice*. Harvard university press.
- Roemer, J. E. (1998). *Equality of opportunity*. Harvard University Press.
- Roemer, J. E. & Trannoy, A. (2015). Chapter 4 – Equality of Opportunity. In *Handbook of Income Distribution*, volume 2 (pp. 217–300).
- Shorrocks, A. F. (2012). Decomposition procedures for distributional analysis: a unified framework based on the Shapley value. *The Journal of Economic Inequality*, 11(1), 99–126.

- Solís, P. (2010a). La desigualdad de oportunidades y las brechas de escolaridad. In A. Arnaut & S. Giorguli (Eds.), *Educación. Los grandes problemas de México*, volume 7 (pp. 599–621). Ciudad de México: El Colegio de México.
- Solís, P. (2010b). Ocupaciones y clases sociales en México. In J. Serrano & F. Torche (Eds.), *Movilidad social en México: población, desarrollo y crecimiento* chapter IX, (pp. 454). Ciudad de México: Centro de Estudios Espinosa Yglesias, México.
- Soloaga, I. & Wendelpiess, F. (2010). Desigualdad de oportunidades: aplicaciones al caso de México. In J. Serrano & F. Torche (Eds.), *Movilidad social en México. Población desarrollo y crecimiento* chapter VII. Ciudad de México: Centro de Estudios Espinosa Yglesias, México.
- StataCorp (2015). Stata Statistical Software: Release 14.
- Stierli, M., Shorrocks, A. F., Davies, J., Lluberas, R., & Koutsoukis, A. (2015). *Global Wealth Report 2015*. Technical report, Credite Suisse AG Research Institute, Zurich.
- Wendelspiess Chávez Juárez, F. (2015). Measuring Inequality of Opportunity with Latent Variables. *Journal of Human Development and Capabilities*, 16(1), 106–121.
- World Economic Forum (2015). *Outlook on the global agenda 2015*. Technical report, World Economic Forum.

Anexo A: Missing values

En la [Tabla A1](#) se comparan las características de las observaciones que fueron excluidas con aquellas que sí se incluyeron. En total se sacaron de la muestra 2211 observaciones porque contenían *missing values* en alguna de las variables analizadas. Las personas excluidas cuentan, en promedio, con menor escolaridad y salario más bajo que las incluidas, no obstante la diferencia solo es significativa para la primera variable. La muestra excluida tiene menor proporción de hombres y de indígenas, así como también menor participación de personas con nivel educativo de primaria y secundaria. En cuanto a la ocupación del padre, la única diferencia significativa es que el porcentaje con padres que no trabajaban es mayor en la muestra excluida. No obstante, para estas observaciones también es mayor la participación laboral de las madres. Otra diferencia es que es más probable que las personas no incluidas hayan nacido en una ciudad grande y además provengan de hogares en el quintil alto de riqueza (y es menor la probabilidad de provenir de los 2 quintiles más bajos).

En general, las observaciones excluidas tienen características diferentes a aquellas que sí se incluyeron, y algunas de estas diferencias están en circunstancias que contribuyen de manera importante a la IOp, como la educación y el quintil de riqueza del hogar. No obstante es difícil decir cómo esto impactará en la medición calculada de la IOp, ya que en cada variable hay una redistribución entre categorías que no necesariamente implican mayor o menor desigualdad.

Tabla A1: Características de las observaciones incluidas y excluidas de la muestra

Variables	Excluidas (E)		Incluidas (I)		Diferencia (E-I)
	N	Media / porcentaje	N	Media / porcentaje	
Escolaridad	2182	8.43	8790	8.68	-0.251**
Ingreso laboral	1981	2564	8162	2716	-151.9
Hombre	2211	0.52	8790	0.55	-0.035***
Indígena	2211	0.14	8790	0.17	-0.036***
Discapacidad	2203	0.02	8790	0.01	0.00200
Madre trabajaba	1422	0.41	8790	0.16	0.249***
No de hermanos					
Sin hermanos	2077	0.30	8790	0.14	0.161***
Entre 1 y 3	2077	0.45	8790	0.48	-0.038***
Más de 3	2077	0.26	8790	0.38	-0.123***
Educación madre					
Menos que primaria	2211	0.47	8790	0.56	-0.092***
Primaria completa	2211	0.17	8790	0.23	-0.060***
Secundaria completa	2211	0.14	8790	0.15	-0.0140
Universidad	2211	0.01	8790	0.01	-0.00100
Educación padre					
Menos que primaria	2211	0.40	8790	0.54	-0.139***
Primaria completa	2211	0.13	8790	0.23	-0.100***
Secundaria completa	2211	0.10	8790	0.16	-0.053***
Universidad	2211	0.01	8790	0.03	-0.015***
Ocupación del padre					
No trabajaba	359	0.18	8790	0.10	0.078***
Agrícolas	359	0.32	8790	0.34	-0.0270
Manual baja calif.	359	0.09	8790	0.10	-0.00900
Manual alta calif.	359	0.27	8790	0.30	-0.0370
Comercio	359	0.10	8790	0.09	0.00700
No manual baja calif.	359	0.03	8790	0.03	0.00300
No manual alta calif.	359	0.01	8790	0.03	-0.0140
Lugar en que vivía a los 14					
Pueblo	2065	0.34	8790	0.40	-0.069***
Ciudad chica-mediana	2065	0.40	8790	0.39	0.0100
Ciudad grande-metrópolis	2065	0.27	8790	0.21	0.059***
Quintil de riqueza a los 14 años					
Más bajo	2205	0.15	8790	0.18	-0.024***
Bajo	2205	0.20	8790	0.23	-0.024**
Medio	2205	0.22	8790	0.20	0.0150
Alto	2205	0.24	8790	0.20	0.037***
Más alto	2205	0.20	8790	0.20	-0.00400

Nota: las observaciones se excluyeron si contenían valores faltantes en alguna de las variables incluidas en el análisis.