

Tordoya, Adriana

Working Paper

Desigualdad de oportunidades en educación e ingresos laborales en Bolivia

Documento de Trabajo, No. 202401

Provided in Cooperation with:

Instituto de Investigaciones Socio-Económicas (IISEC), Universidad Católica Boliviana

Suggested Citation: Tordoya, Adriana (2024) : Desigualdad de oportunidades en educación e ingresos laborales en Bolivia, Documento de Trabajo, No. 202401, Universidad Católica Boliviana, Instituto de Investigaciones Socio-Económicas (IISEC), La Paz

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/297020>

Standard-Nutzungsbedingungen:

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

Terms of use:

Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.

You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.

If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.

Documento de Trabajo IISEC-UCB N° 202401

<http://www.iisec.ucb.edu.bo/publicaciones-documentos-de-trabajo-iisec-bolivia>

DESIGUALDAD DE OPORTUNIDADES EN EDUCACIÓN E INGRESOS LABORALES EN BOLIVIA

Por:

Adriana Tordoya

Enero, 2024

Este documento fue desarrollado por una investigadora junior del Instituto de Investigaciones Socio-Económicas (IISEC) de la Universidad Católica Boliviana “San Pablo” quien también fue becaria de la Fundación Hanns Seidel en la gestión 2021. Las opiniones expresadas en este documento pertenecen al autor y no reflejan necesariamente las opiniones del IISEC.

Los documentos de trabajo del IISEC se distribuyen con fines de discusión y comentarios, y a menudo representan el trabajo preliminar de los autores. La citación de un documento de este tipo debe considerar su carácter provisional. Una versión revisada puede consultarse directamente con la autora.

Citación sugerida: Tordoya, A., (2024). *Desigualdad de oportunidades en educación e ingresos laborales en Bolivia* (IISEC-UCB Documento de Trabajo 202401). La Paz, Bolivia: Instituto de Investigaciones Socio-Económicas. Disponible en: <https://iisec.ucb.edu.bo/publicaciones-documentos-de-trabajo-iisec-bolivia>

Instituto de Investigaciones Socio-Económicas (IISEC)

DESIGUALDAD DE OPORTUNIDADES EN EDUCACIÓN E INGRESOS LABORALES EN BOLIVIA*

Adriana Tordoya¹

RESUMEN

Este estudio aborda la desigualdad de oportunidades en el acceso a la educación para la población en edad de estudiar y en los ingresos laborales para la población en edad de trabajar en Bolivia. Se emplean criterios de dominancia estocástica para evaluar la existencia de estas desigualdades. Posteriormente, se realiza su aproximación mediante métodos paramétricos y se descompone estas aproximaciones en base a sus contribuciones marginales. Utilizando datos de las Encuestas de Hogares correspondientes a los años 2019 y 2020, se consideran seis circunstancias diferentes. Los hallazgos revelan que existe desigualdad de oportunidades en el acceso a la educación solo para un conjunto específico de circunstancias, mientras que en los ingresos laborales se observa para todas las variables de circunstancias consideradas. En conclusión, se destaca que las circunstancias que inciden en la desigualdad de oportunidades en el acceso a la educación y en los ingresos laborales son el área geográfica, la condición étnica y el nivel educativo del jefe del hogar.

Palabras Clave: Dominancia estocástica, justicia, ingresos, acceso educativo.

Código JEL: D31, D63, I24, I32.

* Este documento de trabajo tiene como base la Tesis de Grado para la obtención del título de Licenciatura en Economía en la UCB. Agradezco al Instituto de Investigaciones Socio-Económicas (IISEC) por el constante apoyo en la elaboración de este documento, así como a la Fundación Hanns Seidel, institución de la que fui becaria durante el proceso de elaboración de esta investigación como asistente de investigación del IISEC-UCB.

¹ Investigadora Junior externa del Instituto de Investigaciones Socio-Económicas (IISEC). Contacto: adrianatordoya7@gmail.com

ABSTRACT

This study addresses inequality of opportunities in access to education for the school-age population and in labor income for the working-age population in Bolivia. Stochastic dominance criteria are used to evaluate the existence of these inequalities. Subsequently, we approximate them using parametric methods and decompose these approximations based on their marginal contributions. Using Household Survey data for the years 2019 and 2020, six different circumstances are considered. The findings reveal that inequality of opportunity in access to education exists only for a specific set of circumstances, while in labor income it is observed for all circumstance variables considered. In conclusion, it is highlighted that the circumstances that affect inequality of opportunities in access to education and labor income are geographic area, ethnic status and the educational level of the head of household.

Key words: Stochastic dominance, justice, income, educational access.

JEL Code: D31, D63, I24, I32.

1. Introducción

El aumento reciente en la desigualdad económica en varias partes del mundo ha despertado un gran interés entre los principales actores a nivel internacional, los responsables políticos y la población en general. Es así, que en la agenda global de los Objetivos de Desarrollo Sostenible (ODS) se ha enfatizado que “reducir las desigualdades dentro y entre los países requeriría de la provisión de un acceso más equitativo a las oportunidades” [...] así como “lograr el ODS 10 requeriría la implementación de políticas que creen oportunidades para todos, independientemente de quiénes sean o de dónde vengan” (ONU, 2018, p. 47). Por tanto, para reducir el nivel de desigualdades es necesario reconocer que estas provienen de componentes heterogéneos, algunos mucho más injustos e indeseables que otros. Factores como el origen étnico, el sexo, los antecedentes familiares son ejemplos de causas injustas de desigualdad. De manera que, la igualdad de oportunidades es deseable para una sociedad, mientras que la igualdad de resultados no lo es necesariamente.

En el caso de Bolivia, aunque este ha sido uno de los países con mayor desigualdad en la región, la situación social del país ha mejorado significativamente en las últimas dos décadas. Principalmente, se han evidenciado avances sustanciales en los indicadores de pobreza y desigualdad. La desigualdad de ingresos se ha reducido de manera significativa en los últimos años al igual que el porcentaje de la población que vive en pobreza extrema (UDAPE, 2020). Sin embargo, estos indicadores podrían no ser los más apropiados para evaluar la desigualdad de oportunidades ni para identificar los grupos más desfavorecidos en términos de oportunidades.

En esta investigación, la “desigualdad de oportunidades” se refiere a aquella desigualdad originada por circunstancias que están más allá del control del individuo y del esfuerzo (Marrero y Rodríguez, 2012). Se aborda la dimensión de educación y de ingresos laborales, debido a que, ambos resultados son muy importantes para los individuos, dependiendo la etapa de vida de las personas. Además, la educación constituye un requerimiento mínimo para que las personas puedan incorporarse adecuadamente a la vida productiva y social al punto que la cantidad y calidad de la educación que una persona recibe repercutirán en su productividad, su incorporación a la vida activa, sus ingresos y su bienestar (BID, 2020). Varios estudios evidencian que la expansión de la educación es un factor importante para aumentar el nivel de ingresos de las personas y para reducir la desigualdad de ingresos, de manera que mayores niveles de educación y una distribución equitativa entre las personas juega un papel importante en la reducción de la desigualdad de ingresos de un país (Baye y Epo, 2013; Gregorio y Lee, 2002; Lin, 2007). En base a esto, se puede argumentar que la educación cumple como factor igualador para poder escapar de la pobreza, y evitar generar un círculo de perpetuación de esta. Por otro lado, a través del análisis de los ingresos se

pueden identificar situaciones de desigualdad y pobreza entre distintos segmentos de la población.

En este sentido, la presente investigación busca contribuir al estudio de la desigualdad de oportunidades en el acceso a la educación de la población en edad de estudiar y en los ingresos de la población en edad de trabajar para obtener un panorama más reciente de la situación de la desigualdad de oportunidades. De la misma manera, se pretende comprobar si existió desigualdad de oportunidades durante los años 2019 y 2020 mediante criterios de dominancia estocástica para poder aproximar y descomponer los niveles de desigualdad de oportunidades observados para cada dimensión considerando el mismo conjunto de circunstancias. Esto permitirá determinar si las circunstancias que afectan a la desigualdad de oportunidades en el acceso a la educación de la población en edad de estudiar afectan también a la desigualdad de oportunidades en los ingresos laborales reales.

2. Desigualdad de oportunidades

La literatura sobre justicia redistributiva ha experimentado un creciente enfoque en el concepto de igualdad de oportunidades. En la década de 1970, John Rawls propuso que la igualdad de oportunidades justa implica que individuos igualmente talentosos tengan la misma oportunidad de obtener posiciones sociales deseables (Rawls, 1971). A raíz de esta contribución, otros autores han explorado enfoques alternativos para la equidad. Dworkin (1981) propuso que la igualdad debería centrarse en la dotación de recursos individuales en lugar de los logros. Arneson (1989) y Cohen (1989) introdujeron la idea de responsabilidad como una fuente éticamente inofensiva de desigualdad (Kanbur y Wagstaff, 2014). Posteriormente, Roemer (1998) propuso que la igualdad de oportunidades significa que aquellos que realizan el mismo esfuerzo tienen derecho a obtener el mismo resultado, eliminando las desigualdades debidas a circunstancias fuera del control individual.

La mayoría de los estudios dentro de este enfoque distinguen entre dos tipos de fuentes de desigualdad: las que son moralmente objetables y aquellas que son moralmente aceptables. La igualdad de oportunidades busca nivelar el campo de juego para garantizar que quienes aplican el mismo esfuerzo alcancen el mismo logro, independientemente de sus circunstancias (Fleurbaey y Peragine, 2013; Ramos y Van de Gaer, 2020). Un mayor entendimiento de la desigualdad de oportunidades puede tener profundas consecuencias sobre la percepción de la equidad en una sociedad, sobre las políticas redistributivas y sobre el crecimiento. Por un lado, el concepto de igualdad de oportunidades permite incorporar dos principios éticos fundamentales: igualdad y libertad. Idealmente, la igualdad de oportunidades se logra cuando todos los individuos son libres de elegir entre el mismo conjunto de oportunidades (Brunori, 2016).

Por otro lado, el análisis de la desigualdad de oportunidades en el diseño de política pública permite comprender los mecanismos sociales y económicos que generan desigualdades, y de esta manera ayuda a identificar las prioridades en las políticas en la lucha contra la pobreza y desigualdad (Fleurbaey y Peragine, 2013). Asimismo, la importancia de este concepto en el crecimiento está relacionado a la posibilidad de que los tipos de desigualdad que son perjudiciales para el crecimiento (como la desigualdad en el acceso a buenas escuelas) estén más estrechamente asociados con el concepto de oportunidades, mientras que otros componentes de la desigualdad de resultados, como los que surgen de los rendimientos diferenciales del esfuerzo, pueden tener un efecto positivo en el crecimiento (Bradbury y Triest, 2016).

Dentro de esta teoría se destacan dos principios fundamentales. El principio de compensación, que busca eliminar las desigualdades debidas a las circunstancias y asegurar que las diferencias relacionadas con las circunstancias sean compensadas (Ramos y Van de Gaer, 2013). En contraste, el principio de recompensa se enfoca en cómo recompensar los esfuerzos de personas con circunstancias idénticas. Este estudio adopta un enfoque de compensación³ (Brunori et al., 2016).

3. Revisión de literatura

Dentro la teoría de desigualdad de oportunidades se ha desarrollado una amplia literatura sobre cómo la desigualdad de oportunidades puede determinarse y medirse en la práctica. Como resultado, varios estudios han examinado empíricamente el alcance de la desigualdad de oportunidades en varias partes del mundo, utilizando diferentes enfoques y distintos conjuntos de variables de resultado y de circunstancias. Sobre la comprobación de existencia o no de desigualdad de oportunidades gran parte de la literatura empírica que analiza la desigualdad de oportunidades en países desarrollados y países en desarrollo se enfocan en aproximar el nivel de esta desigualdad y no implementan criterios que permitan comprobar antes la existencia o no de la desigualdad de oportunidades debido a que los criterios robustos para refutar o aceptar la desigualdad de oportunidades son bastantes restrictivos en algunos aspectos como en la evaluación del número de tipos que puede no ser lo más aproximado a la realidad (Ferreira y Gignoux, 2011).

Una de las primeras aplicaciones en emplear criterios rigurosos de dominancia estocástica fue realizada por Lefranc, Pistolesi y Trannoy (2008). Estos autores compararon nueve países

³ Dentro de este criterio se debe elegir entre utilizar un enfoque ex ante o ex post. El enfoque ex post se enfoca en los resultados reales y las diferencias entre personas con responsabilidades similares, pero circunstancias diferentes. El enfoque ex ante se centra en igualar las oportunidades desde el principio, independientemente de las circunstancias. Este último enfoque evita la necesidad de medir los esfuerzos individuales, ya que se basa en medidas de centralidad en la distribución de resultados entre personas con circunstancias similares.

desde la perspectiva de la igualdad de oportunidades al analizar las distribuciones del ingreso de los hogares antes y después de impuestos, específicamente para hogares encabezados por hombres de entre 25 y 40 años. Compararon las distribuciones condicionales acumuladas dentro de cada país mediante dominancia estocástica de primer y segundo orden. Fueron pioneros al utilizar una prueba estadística rigurosa para la dominancia estocástica, empleando las pruebas no paramétricas desarrolladas por Davidson y Duclos (2000). A partir de estos criterios encuentran que Suecia es el único país para el cual no se puede rechazar la igualdad de las funciones de distribución acumulada condicional. Además, evidenciaron desigualdades más pronunciadas en Estados Unidos e Italia, junto con marcadas disparidades en el grado de desigualdad de oportunidades entre países.

Por otra parte, la mayoría de los estudios pasan directamente a estimar y analizar la desigualdad de oportunidades para una o varias variables de bienestar. Estos resultados pueden variar en base a la variable de resultado, el conjunto de variables de circunstancias, la estrategia empírica y la disposición de datos. En el caso del ingreso como variable de resultado, se ha observado que, al considerar variables de circunstancias como los ingresos a largo plazo de los padres, la educación de los padres, la estructura familiar, el coeficiente intelectual y el índice de masa corporal individual, se revelan distintos niveles de desigualdad de oportunidades (Björklund et al., 2011; Ramos y Van de Gaer, 2012). De manera similar, otros estudios se han enfocado en circunstancias como la educación y ocupación de los padres, el origen étnico, el lugar de nacimiento y la edad. Investigaciones de Brunori et al. (2016), Ferreira y Gignoux (2011), Pistolesi et al. (2009) y Shaheen et al. (2016) muestran cómo estas variables pueden también determinar la desigualdad de oportunidades en diferentes contextos.

Para América Latina, Ferreira y Gignoux (2011) realizan una evaluación comparativa de la desigualdad de oportunidades entre ciudadanos adultos, estimando el límite inferior de la participación del ingreso familiar y desigualdad de consumo por desigualdad de oportunidades para Brasil, Colombia, Ecuador, Guatemala, Panamá y Perú. Proponen y utilizan una operacionalización paramétrica del enfoque “ex ante” para la medición de la desigualdad de oportunidades y circunstancias como el nivel educativo de los padres, la etnia, la región de nacimiento (urbana o rural) y el género como variables de circunstancias. A partir de esto, evidencian que los niveles más altos de la desigualdad de oportunidades corresponden a Guatemala, donde la desigualdad de oportunidades representa el 33,5% de la desigualdad total de ingresos, seguida por Brasil, Colombia, Panamá y Perú.

En el caso de la desigualdad de oportunidades en educación, la literatura es menos abundante. Los trabajos empíricos que estudian esta dimensión consideran diferentes aspectos como el logro educativo, calidad educativa y el acceso a educación, entre otros (Paes

de Barros et al., 2008; Gamboa y Waltenberg .2012; Ferreira y Gignoux, 2014; Salehi-Isfahani et al., 2014; Gamboa y Waltenberg, 2015). Entre los factores que explican la desigualdad educativa, la literatura ha identificado diferentes características personales como la etnia, características familiares de los niños y características familiares como la ocupación, educación e ingreso de los padres (Paes et al., 2008; Gamboa y Waltenberg, 2012). Por otro lado, existen otros estudios que toman en cuenta el acceso a la educación como variable de resultado y que consideran como circunstancias variables relacionadas al género, la geografía, la raza o etnia y otros criterios relacionados a las características de las familias, en los que se evidencian diferentes grados de desigualdad de oportunidades (Gasparini, 2002; Paes et al., 2008).

A partir del shock generado por la pandemia por covid-19, en el último año han surgido algunos estudios que evalúan los grupos más afectados por las medidas de mitigación y contención de la pandemia que adoptaron varios países. Según el estudio realizado por el BID (2020), los cierres de las escuelas tienen dos consecuencias importantes. Por un lado, puede que los alumnos se desentiendan e incluso abandonen completamente la escuela. Por otro lado, es probable que las pérdidas de aprendizaje sean considerables incluso para los alumnos que siguen yendo a la escuela. De manera que, los cierres de las escuelas y el aprendizaje virtual podrían exacerbar los costos distributivos negativos de la crisis dado que los alumnos de bajos ingresos tienen menos recursos para estudiar desde el hogar. De igual manera, Vargas y Narayan (2020) señalan que a medida que los hogares sufren pérdidas de ingresos, y después de una interrupción de la educación, es menos probable que los padres de bajos ingresos envíen a los niños de vuelta a la escuela, lo cual posicionaría a estos niños en una situación de riesgo y de desventaja.

En el caso de la educación a distancia, Kabul et al. (2022) examina si durante el período de pandemia la educación a distancia provocó desigualdad en la educación entre los estudiantes y encuentra que el acceso de los estudiantes a equipos necesarios para la educación virtual como internet y computadoras incrementa la desigualdad de oportunidades entre los estudiantes en el proceso de educación a distancia. Además, las desigualdades regionales y socioeconómicas persisten en la educación a distancia.

Con respecto al análisis de la desigualdad de oportunidades en Bolivia la literatura es menos copiosa. En el caso del análisis de la desigualdad de oportunidades considerando nociones de acceso bajo un enfoque ex ante de compensación y mediante el Índice de Oportunidades Humanas (IOH), se ha evidenciado que para los años 2005 y 2007 los niveles de igualdad de oportunidades en la educación, el acceso a agua potable, saneamiento y electricidad han mejorado para los niños (Molinas et al., 2010). Más adelante, bajo un enfoque de compensación ex ante y para un conjunto más amplio de indicadores de acceso

(salud, educación e infraestructura) se ha encontrado menores niveles de igualdad de oportunidades en las áreas de acceso a servicios básicos como alcantarillado, hogar sin hacinamiento, vivienda con materiales adecuados y gas domiciliario para el periodo 2003-2008. Cuando las circunstancias son: sexo del individuo, sexo del jefe del hogar, área de residencia, estructura del hogar, educación del jefe del hogar y decil de ingreso del hogar (UDAPE, 2012). Sin embargo, en este último caso, la magnitud de la desigualdad de oportunidades podría estar sesgada debido a la observabilidad parcial de las circunstancias, así como riesgo de endogeneidad del ingreso del hogar, sí los niños que no estudian se encuentran trabajando.

En el caso de los estudios que consideran como variable de resultados a los ingresos, para el periodo 2003-2004 se ha evidenciado la existencia de desigualdad de oportunidades en los ingresos laborales bajo la aplicación de estimaciones econométricas y considerando como circunstancias a la educación de los padres, la etnia y el género del individuo (Rocha 2007). Por otro lado, bajo un enfoque de compensación ex ante para el periodo 2003- 2013, los resultados no son concluyentes en la existencia o no de desigualdad de oportunidades considerando variables relacionadas con características individuales como el género, la etnia, variables de ubicación geográfica, educación del jefe del hogar y tamaño del hogar. Sin embargo, los resultados sugieren la posibilidad de mejoras en la igualdad de oportunidades en el año 2013 (Herrera-Jiménez & Villegas-Quino, 2016).

Por otro lado, existen algunos estudios que intentan incorporar la teoría de igualdad de oportunidades al concepto de crecimiento económico. En este aspecto, Chive (2017) identifica que bajo un enfoque indirecto ex ante de compensación no paramétrico y considerando como variables de circunstancias a la condición étnica, el área de residencia y la región de nacimiento existe desigualdad de oportunidades para el periodo (2007-2014). En el caso del crecimiento dentro de este periodo se evidencia que la dinámica del crecimiento ha actuado disminuyendo e incrementando esta desigualdad.

Más recientemente, Yañez (2021) investiga la evolución de las oportunidades educativas para el nivel educativo inicial, primaria y secundaria en relación al crecimiento económico durante el periodo 2000-2019. Hace uso de indicadores educativos, de medidas de concentración en base a Kakwani (1980) y funciones de oportunidad social en base a Ali y Son (2007) y Son (2011). Sus resultados muestran avances importantes en el acceso al sistema educativo de manera general durante el periodo de análisis. En el caso de los niveles de educación inicial y secundaria, se evidencia persistentes inequidades en el acceso educativo. Respecto a la calidad del aprendizaje se observa que los estudiantes provenientes de hogares más desfavorecidos presentan menor calidad en su aprendizaje. Concluye que el país ha mejorado sus indicadores de escolaridad en la dimensión de acceso educativo. Sin

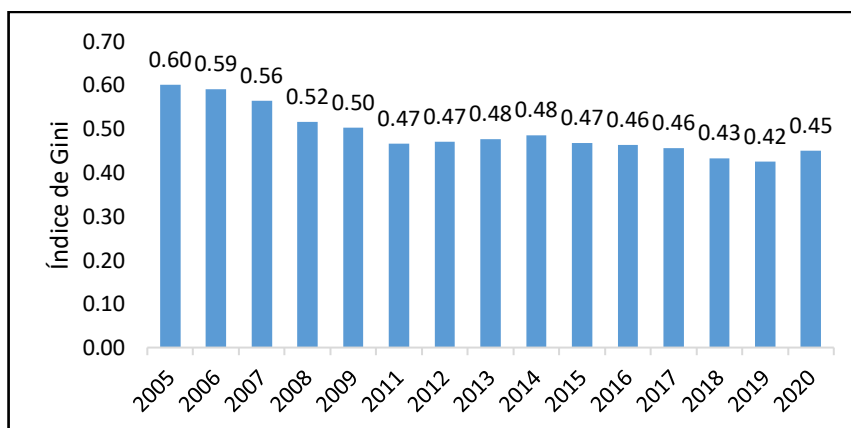
embargo, si se considera las dimensiones de acceso educativa y calidad en el aprendizaje, el sistema educativo no garantiza igualdad de oportunidades para todos los estudiantes, en especial para el nivel inicial y secundario.

Con todo lo anterior, surge la necesidad de realizar un estudio actualizado que permita analizar la de desigualdad de oportunidades en Bolivia en los ingresos laborales de la población en edad de trabajar y en el acceso a educación de la población en edad de estudiar.

4. Contexto general Bolivia

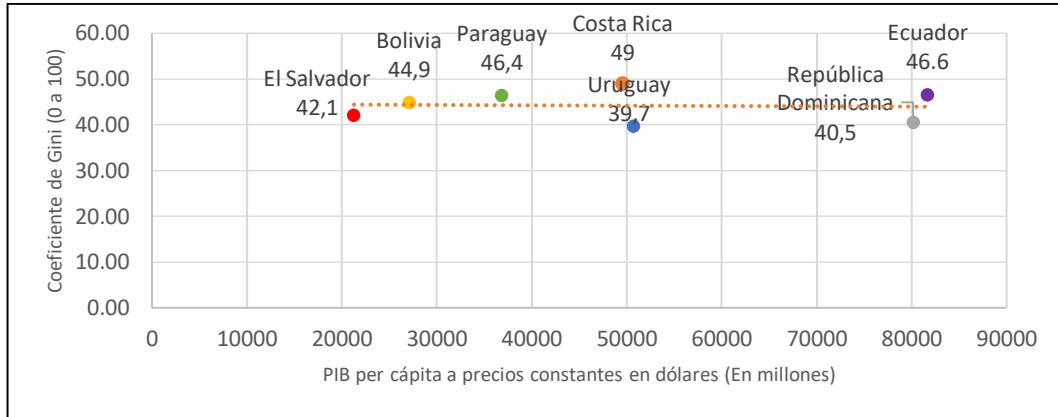
Bolivia ha registrado avances significativos en lo que respecta a la reducción de los niveles desigualdad en los últimos 15 años. La Figura 1, muestra que para 2005 el valor del coeficiente de Gini fue de 0,60, pasando a un valor de 0,47 en 2012 y registrando en 2019 un valor de 0,42. Sin embargo, en 2020 se evidencia un aumento de este coeficiente a 0,45. Estos resultados denotan una considerable reducción de los niveles de desigualdad del ingreso en la población. Sin embargo, para entender estos resultados es importante comparar el desempeño del país con otros que tengan similares niveles de ingreso. En este sentido, la figura 2 muestra que Bolivia se encuentra ligeramente por encima del nivel de desigualdad entre países con similares niveles de ingreso.

Figura 1. Bolivia, 2005-2020: Coeficiente de Gini (población total)



Fuente: UDAPE (2021)

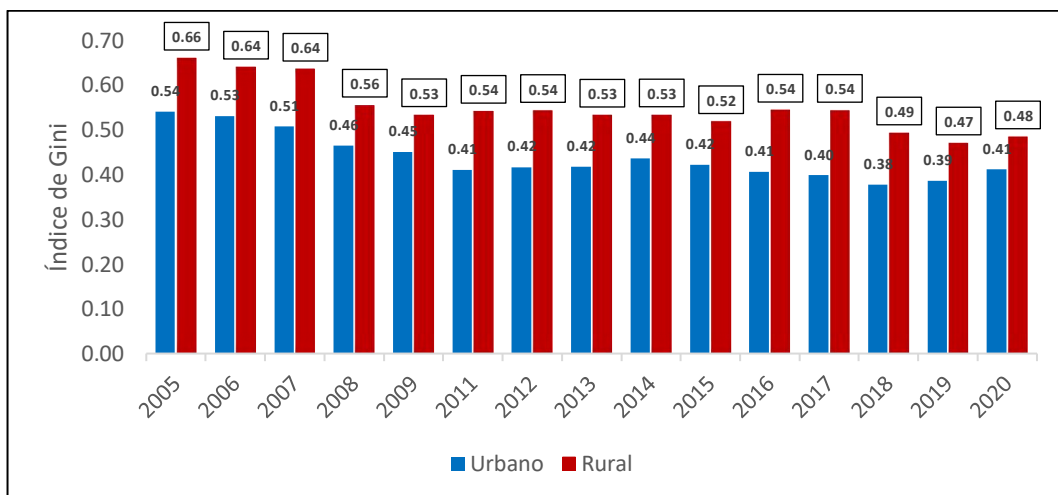
Figura 2. Gráfico de dispersión Coeficiente de Gini con PIB per cápita a precios constantes en dólares, 2020



Nota: Se toma en cuenta países latinoamericanos con PIB per cápita menor a 100 mil millones de dólares. No se incluye a Nicaragua debido a que no se realizó el cálculo del índice de Gini para 2020. Fuente: Elaboración propia en base a datos de la CEPAL.

En la Figura 3, se observa que el índice de Gini para el área urbana ha disminuido de 0,54 a 0,39 entre el año 2005 al 2019, lo que indica que la diferencia de ingresos de la población urbana se ha reducido. Para el área rural, el índice muestra que la desigualdad de ingresos se ha reducido de 0,66 en 2005 a 0,47 en 2019. En 2020, el índice de Gini aumentó a 0,41 para el área urbana y a 0,48 para el área rural.

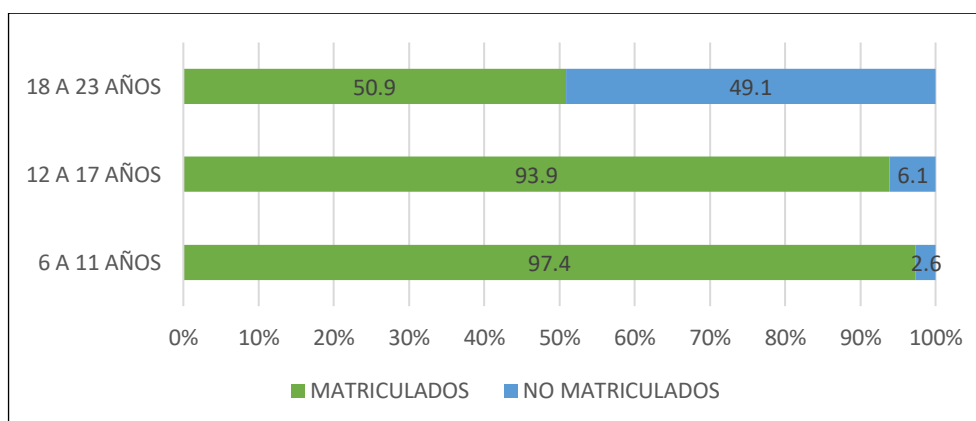
Figura 3. Bolivia, 2005-2020: Coeficiente de Gini por área de residencia



Fuente: UDAPE (2021)

En cuanto a los indicadores relacionados a acceso a educación⁴, la Figura 4 muestra el porcentaje de la población en edad de estudiar matriculada y no matriculada para los rangos etarios: 6 a 11 años, 12 a 17 años y 18 a 23 años. A partir de estos datos se puede ver que en Bolivia el 33,37% de la población total pertenece a la población en edad de estudiar en el año 2020. Es decir, aproximadamente un tercio de la población se encuentra en el rango etario de 6 a 23 años (Tito et al., 2021a). Asimismo, dentro de la población matriculada existen diferencias de matriculación entre áreas geográficas y grupos etarios (Figura 5). En 2020, la población de personas en el rango etario de 6 a 17 años registró mayores porcentajes de matriculación en el área urbana que en el área rural. En cuestión de género existen muy pequeñas diferencias entre la población matriculada de hombres y mujeres (Tito et al., 2021a).

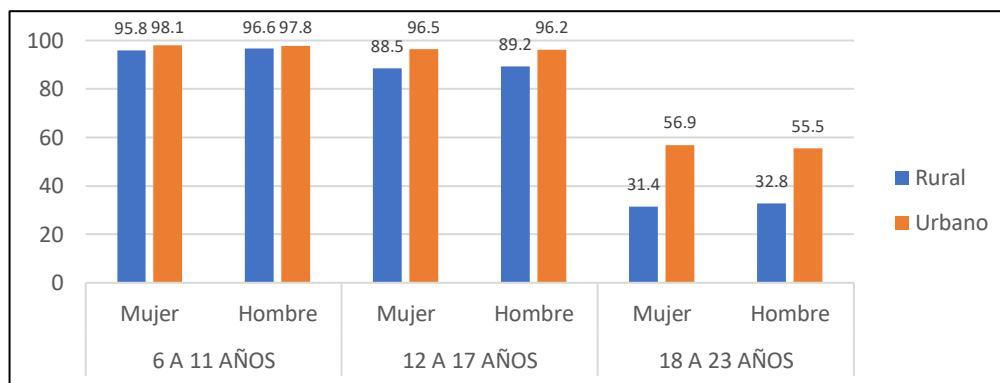
Figura 4. Población total matriculada por grupo etario, Bolivia 2020



Fuente: Tito et al. (2021a)

⁴ Las figuras 6 a 10 presentan algunos datos hallados en el documento: “¿El año en que la educación se detuvo? Evidencia tras la pandemia” del Instituto de Investigaciones Socioeconómicas para el año 2020.

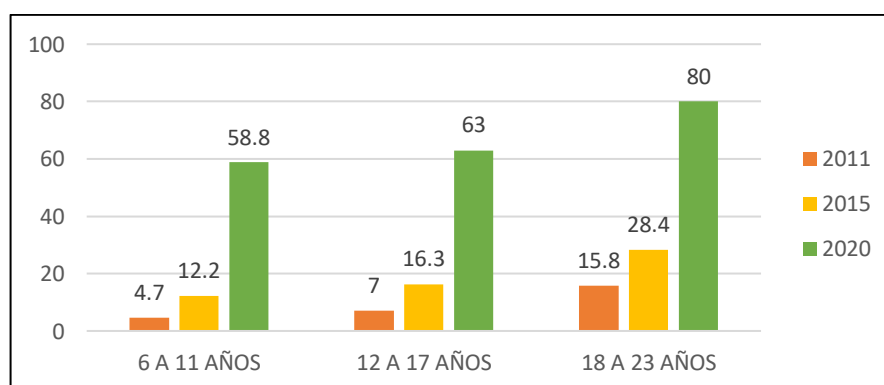
Figura 5. Población matriculada por grupo etario y sexo según área geográfica, Bolivia 2020



Fuente: Tito et al. (2021)

Dentro de este grupo, también es importante conocer el porcentaje de hogares que tienen acceso a internet. De acuerdo a Tito et al. (2021a), en 2011 cerca del 8% de los hogares que tenían un miembro de la familia matriculado en una escuela o universidad tenía acceso a internet, llegando esta cifra a 26% en 2019 y en 2020 al 66%. En 2020, a pesar del aumento significativo en el acceso a internet en la población en edad trabajar persisten brechas de acceso entre grupos etarios, así como las brechas dentro los grupos etarios si consideramos el acceso a internet desde la vivienda (Figura 6).

Figura 6. Población matriculada con acceso a internet desde la vivienda según grupo etario, Bolivia 2020 (en porcentaje)

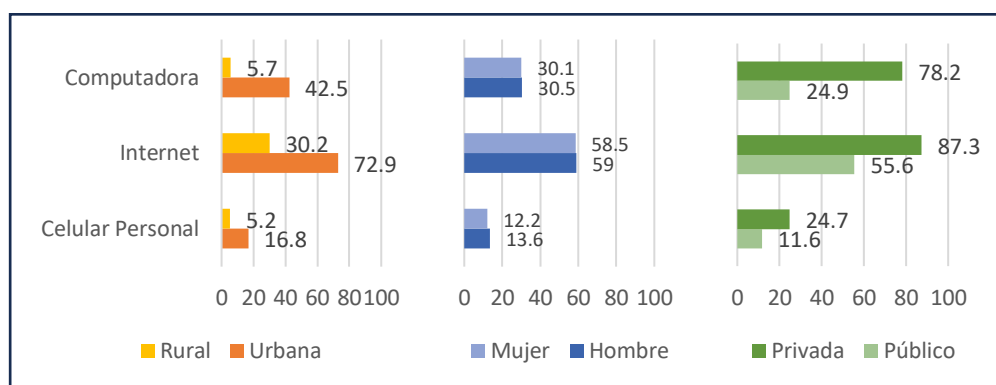


Fuente: Tito et al. (2021)

Por otro lado, en 2020 debido a la pandemia la educación se realizó de manera virtual. Por lo que, el acceso a la educación se vio condicionada en gran parte a la capacidad de acceder a internet y la tenencia de algún dispositivo que permita esta conexión. La Figura 7 muestra que un mayor porcentaje de estudiantes del área urbana entre 6 y 11 años cuenta con acceso

a internet o tiene dispositivos respecto a los estudiantes del área rural. En el caso del tipo de establecimiento educativo se evidencia que un mayor porcentaje de estudiantes matriculados en colegios fiscales o de convenio no tienen acceso a internet y dispositivos en comparación a los colegios privados (Tito et al., 2021a).

Figura 7. Porcentaje de estudiantes matriculados de 6 a 11 años que acceden a dispositivos y conexión de internet en la vivienda, Bolivia 2020



Fuente: Tito et al. (2021)

Respecto al mercado laboral, la Tabla A1 en la sección de anexos presenta indicadores de empleo de la población de 14 años o más por área geográfica para hombres y mujeres, y se observa para el año 2019 una tasa mayor de desocupación para las mujeres que para los hombres en el área urbana, al igual que el índice de carga económica. Sin embargo, la tasa global de participación es mayor para los hombres que para las mujeres, lo que evidencia disparidades entre hombres y mujeres en el mercado laboral.

A través de la desagregación promedio la Tabla A2 muestra también con mayor claridad la brecha de laboral mensual que separa a los hombres de las mujeres, tanto por razones de desigualdad en salarios como por el acceso diferenciado que tienen a las oportunidades de empleo e ingresos por factores de discriminación de género. Esta situación también se repite en nivel urbano y rural, evidenciándose brechas en el mercado laboral de acuerdo al género y área geográfica.

Asimismo, la tasa de subempleo (Tabla A3) permite identificar una situación en la que las personas que cuentan con un empleo se encuentren en competencia con las personas desempleadas, ya que buscan encontrar otro empleo para cubrir ingresos que requieren. De acuerdo al género, se evidencia que las mujeres son las que tienen una mayor tasa de subempleo en comparación con los hombres. La tendencia para ambos sexos sigue la misma: disminuye desde 2013 hasta 2018 y luego incrementa.

A pesar de los avances presentados en este apartado, Bolivia todavía afronta grandes desafíos. El crecimiento económico durante los últimos años ha demostrado un cambio importante de tendencia. Lo cual, podría perjudicar los logros obtenidos en términos de pobreza y distribución de ingresos. Por otro lado, pese a que la disminución de la pobreza y desigualdad ha generado un avance social significativo para Bolivia, el país todavía se encuentra rezagado en términos de población que vive en situación de pobreza moderada y extrema en comparación de otros países de la región. Asimismo, todavía persisten diferencias significativas en distribución de ingresos entre el área urbana y rural. Además, la mayoría de estos indicadores reflejan resultados en términos monetarios y de ingresos, pero no denotan las diferencias en la distribución de oportunidades.

5. Metodología

5.1. Determinación de la existencia de desigualdad de oportunidades

Para comprobar empíricamente la existencia de desigualdad de oportunidades en el acceso a educación y en los ingresos laborales se utiliza el criterio de dominancia estocástica propuesto por Lefranc *et al.* (2009), donde la función de resultados o ventajas económicas se puede describir de la siguiente manera:

$$y = g(X, e, \theta) \quad (1)$$

donde y es la variable de resultado (como ingreso laboral), X es un conjunto de variables de circunstancias, e es el esfuerzo realizado y θ es una variable aleatoria (asociada a la suerte del individuo). De manera que, existirá igualdad de oportunidades en sentido fuerte si dos grupos de individuos que solamente difieren en sus circunstancias presentan las mismas probabilidades de obtener diferentes resultados.

Siguiendo esta definición de igualdad de oportunidades para evaluar empíricamente tal concepto, es necesario que dos condiciones sean satisfechas; la primera es evaluar las funciones de distribución de las ventajas de los individuos, donde para que exista igualdad de oportunidades, todos deben disfrutar del mismo resultado, independiente de sus circunstancias. La segunda, es que ninguna función acumulada de distribución domine estocásticamente sobre la otra y viceversa; incluso para los casos donde los esfuerzos no sean observados.

El procedimiento empírico que se realiza en este estudio sigue el orden presentado en Lefranc *et al.* (2009), llevando a cabo tres pruebas independientes para todos los pares de circunstancias (c, c'). En primer lugar, se pone a prueba si las distribuciones acumuladas de dos diferentes grupos son iguales, para ello se emplean pruebas estadísticas que permiten

determinar este criterio. Como segundo y tercer paso se pone a prueba la dominancia estocástica en primer y segundo orden de las distribuciones acumuladas.

5.1.1. Dominancia estocástica de primer orden

La segunda condición establece que ninguna función de distribución acumulada debe dominar a otra en primer orden, para ello se realizan inferencias a partir de las funciones de distribución acumuladas condicionales a cada par de circunstancias, por medio de gráficos. Lefranc *et al.* (2009) postula, que la dominancia estocástica de primer orden es un requerimiento muy débil para definir igualdad de oportunidades, ya que no es lo suficientemente restrictiva. Por lo cual, propone utilizar un criterio más restrictivo y conveniente: el criterio de dominancia estocástica de segundo orden.

5.1.2. Dominancia estocástica de segundo orden

Lefranc *et al.* (2009) indica que en caso de incumplimiento del anterior criterio dos situaciones pueden ocurrir. Primero, para todos los grados de suerte, un tipo siempre obtiene valores más altos que otro tipo. Segundo, un tipo obtiene valores más altos en algunos grados; mientras que otro tipo, obtiene valores altos en otros grados de suerte. Para el caso de que c domine estocásticamente sobre c' se evidencia desigualdad de oportunidades. Por el contrario, si se da una situación donde ningún tipo domina sobre otro, de acuerdo con la dominancia estocástica de primer orden existe una débil igualdad de oportunidades.

De acuerdo a Lefranc *et al.* (2009) el criterio de dominancia de segundo orden es equivalente a la dominancia de Lorenz Generalizada. Por lo que, para comprobar este criterio la presente investigación utiliza la Curva de Lorenz Generalizada. Shorrocks (1983) define originalmente la Curva de Lorenz Generalizada, GL , para una distribución de renta y , como el resultado de escalar las ordenadas de Lorenz por la renta media de la distribución u . Es decir, en esencia, la Curva de Lorenz Generalizada no es más que la Curva de Lorenz Clásica, en que las ordenadas son escaladas por la media de la distribución, μ .

A partir de esta definición se estipula que la distribución de x , domina estrictamente, bajo el criterio Generalizado de Lorenz a la distribución de y , si y solo si:

$$GL_x(p_i) \geq GL_y(p_i) \forall i \in N \quad (2)$$

Es decir, mientras más a la izquierda se encuentra la curva, presenta un mejor estado de bienestar para el grupo que compone la curva dominante.

El criterio de dominancia estocástica de segundo orden se presenta, al igual que la dominancia estocástica de primer orden, como una forma débil para demostrar la igualdad

de oportunidades. Por lo tanto, es necesario comprobar los conceptos de débil igualdad y fuerte desigualdad de Lefranc et al. (2009). El concepto de débil igualdad de oportunidades es el siguiente:

$$\forall c \neq c' : F(. | c) \not\approx_{SSD} F(. | c') \quad (3)$$

Suponiendo que el esfuerzo es independiente de las circunstancias:

$$\forall c : F(e | c) = F(e) \quad (4)$$

Entonces el criterio de fuerte de igualdad de oportunidades es:

$$\forall (c_1, c'_1) : F(. | c_1) = F(. | c'_1) \quad (5)$$

Por tanto, para determinar si existe igualdad de oportunidades en sentido fuerte se debe cumplir que las distribuciones acumuladas de la variable de ventaja económica condicionada a las diferentes circunstancias sean iguales, si esto no se cumple no existe igualdad de oportunidades en sentido fuerte. Para probar esta condición, se utilizan 4 diferentes contrastes estadísticos de manera que cada uno permita corroborar los resultados hallados por otro. Se utiliza el test de Kolmogórov-Smirnov (K-S); test Global de Igualdad de Funciones de Distribución Acumulada; test de Wilcoxon- Mann-Whitney y el test de Kruskal-Wallis (la descripción metodológica se encuentra en anexos).

5.2. Medición de la desigualdad de oportunidades

5.2.1. Índice de disimilitud

Para poder aproximar el nivel de desigualdad de oportunidades en el acceso a educación se utilizan dos índices para obtener un panorama más general de la desigualdad de oportunidades, el índice de Disimilitud de Paes de Barros *et al.* (2008) y el índice de Disimilitud modificado de Chávez y Soloaga (2015) que se explicará más adelante. El índice de Disimilitud fue propuesto por Paes de Barros *et al.* (2008) y es una versión del índice de disimilitud ampliamente utilizado en sociología y aplicado a resultados dicotómicos. Esta medida, a menudo denominada índice D, cuantifica la disimilitud de la probabilidad de un resultado de interés para los tipos definidos por las características de las circunstancias (p_t), en comparación con la probabilidad promedio de que ese resultado ocurra en la población como un todo (\bar{p}). Si se aplica consistentemente el principio de igualdad de oportunidades, debe observarse una correspondencia exacta entre población y distribución de oportunidades.

Como se explica en Paes de Barros et al. (2008) para implementar este enfoque, primero se estima la probabilidad esperada del resultado de interés y luego se calcula la siguiente medida de desigualdad absoluta:

$$D = \frac{1}{2\bar{p}} \sum_1^T \beta_t |p_t - \bar{p}| \quad (6)$$

Esta medida se calcula a partir del modelo Probit es invariante de escala y ha sido interpretada en la literatura como la fracción de todas las oportunidades disponibles que deben reasignarse de los tipos en mejor situación a los tipos en peor situación para lograr la igualdad de oportunidades.

5.2.2. Índice de disimilitud modificado

Para poder aproximar el nivel de desigualdad de oportunidades, además del índice de disimilitud también se emplea el índice de disimilitud modificado. Chávez y Soloaga (2015) proponen un nuevo índice de disimilitud para estimar la desigualdad de oportunidades a partir del índice propuesto por Paes de Barros *et al.* (2008). Para obtener una evaluación más completa de la desigualdad de oportunidades en el acceso educativo este estudio emplea ambas medidas de desigualdad. Esta aproximación parte de una medida común de desigualdad $I(\cdot)$ obtenemos una medida de desigualdad de oportunidades. Formalmente, esto se puede escribir como:

$$\theta_a = I(E[y|C]) \quad (7)$$

Donde: θ_a es una medida absoluta de la desigualdad de oportunidades.

Cuando la variable de resultados es binaria como tener acceso a educación, $E[y|C]$ es simplemente la probabilidad condicional de acceso⁵.

La estimación del índice de disimilitud de Paes de Barros et al. (2008) a partir de las probabilidades condicionales se expresa como:

$$\theta_a = \tilde{D}(y) = \frac{1}{2N\hat{y}} \sum_{i=1}^N |\hat{y}_i - \bar{\hat{y}}| \quad (8)$$

Donde: $\hat{y}_i = E[y_i|C_i]$ y $\bar{\hat{y}} = E[\hat{y}_i]$.

Chávez y Soloaga (2015) demuestran que el índice de disimilitud no satisface la invariancia de traducción:

⁵ Se puede estimar esta probabilidad condicional mediante modelos paramétricos como logit o probit, pero también de forma no paramétrica.

$$D(\hat{y} + \beta) = \frac{1}{2N(\hat{y} + \beta)} \sum_{i=1}^N |\hat{y}_i + \beta - \bar{\hat{y}} - \beta| = \frac{1}{2N(\hat{y} + \beta)} \sum_{i=1}^N |\hat{y}_i - \bar{\hat{y}}| = \frac{\bar{\hat{y}}}{\hat{y} + \beta} D(\hat{y}) \quad (9)$$

La ecuación 9 muestra que, al aumentar la probabilidad de acceso en la misma cantidad para todos, el índice de disimilitud se reduce mecánicamente por un factor $\frac{\bar{\hat{y}}}{\hat{y} + \beta}$.

$$\text{Donde: } 0 \leq \tilde{D}(y) \leq \frac{1}{4}$$

Para normalizar el indicador al intervalo de [0,1], se multiplica por 4,

$$D^*(y) = \frac{2}{N} \sum_{i=1}^N |\hat{y}_i - \bar{\hat{y}}| \quad (10)$$

Este índice se calcula a partir del modelo no lineal Probit y satisface la invariancia de traducción y toma valores entre cero (sin desigualdad) y uno (desigualdad más alta posible).

5.2.3. Índice de Desviación Logarítmica media (MLD)

Para aproximar la desigualdad de oportunidades en los ingresos laborales, el presente estudio adopta el enfoque paramétrico ex-ante de Ferreira y Gignoux (2011)⁶.

Este enfoque parte del desarrollo de un modelo general de igualdad de oportunidades para los ingresos que se puede escribir de la siguiente manera:

$$Y = f(C, E, u) \quad (11)$$

Donde: Y es la variable de ingreso, C es un vector de circunstancias exógenas que están más allá del control de un individuo, E es el vector de factores de responsabilidad y u es un componente aleatorio.

Dado que el esfuerzo E puede verse afectado por las circunstancias C y otros factores no observados, la ecuación (11) se puede reescribir como:

$$Y = f(C, E(C, v), u) \quad (12)$$

La ecuación (12) refleja los efectos directos e indirectos de las circunstancias sobre los ingresos. Los efectos indirectos ocurren porque las circunstancias afectan el esfuerzo, que a su vez afecta los ingresos.

⁶ Se adopta esta metodología debido a que el índice de Desviación Logarítmica media (MLD) contiene propiedades y características atractivas como la propiedad de descomponibilidad aditiva y la independencia de la trayectoria (Foster y Shneyerov, 2000). Además, permite obtener un límite inferior de la desigualdad de oportunidades de variables de ventaja continuas como los ingresos laborales de manera sencilla.

De manera que, la implementación paramétrica, bajo el supuesto de aditividad logarítmica lineal de la ecuación (12) es:

$$\ln Y_i = a + \beta C_i + \gamma E_i + u_i \quad (13)$$

$$\text{Donde: } E_i = \delta C_i + e_i \quad (14)$$

Los coeficientes β y γ capturan el efecto directo de las circunstancias y el esfuerzo en el resultado es decir miden la relación entre circunstancias e ingresos, y esfuerzo e ingresos, δ mide la relación entre las circunstancias y el esfuerzo.

Brunori (2016) señala que es probable que muchas circunstancias no sean observables, los términos error no serán ortogonales a los regresores, y la estimación de los coeficientes puede estar sesgada. Sin embargo, si solo se requiere identificar la desigualdad de oportunidades y no el vínculo causal entre el resultado y las circunstancias se puede utilizar la forma reducida de la combinación de (13) y (14):

$$\ln Y_i = a + (\beta + \delta \gamma) C_i + w_i \quad (15)$$

Si llamamos $\beta + \delta \gamma = \Psi$:

$$\ln Y_i = a + \Psi C_i + w_i \quad (16)$$

Donde: $\Psi = \beta + \delta \gamma$

$$w_i = \gamma e_i + u_i$$

$\hat{\Psi}$ mide tanto la relación directa entre circunstancias e ingresos como la relación indirecta entre circunstancias e ingresos a través del esfuerzo⁷. La distribución contrafactual ex ante es simplemente la distribución de los resultados previstos:

$$\tilde{Y}_{EA} = C\Psi \quad (17)$$

La variabilidad explicada de este modelo de regresión capturará tanto el efecto directo de las circunstancias y el efecto indirecto que las circunstancias juegan, a través de su efecto sobre el esfuerzo. Las estimaciones pueden estar sesgadas si está correlacionada con C. Sin embargo, esto puede no ser necesariamente un problema siempre que las variables omitidas

⁷ Según Ferreira y Gignoux (2011), el ingreso estimado de (6) puede interpretarse como una estimación del ingreso asociado con las circunstancias y la diferencia entre el ingreso previsto y el real como una estimación del ingreso asociado con el esfuerzo.

sean circunstancias no observables⁸. Una vez obtenidas las estimaciones de los coeficientes se puede construir una estimación paramétrica de la distribución suavizada como:

$$\tilde{\mu}_i = \exp(\hat{\Psi}C_i) \quad (18)$$

Por lo tanto, se puede definir estimaciones paramétricas (suavizadas) para la desigualdad de oportunidades de la siguiente manera:

$$\theta_a^p = E_0(\tilde{\mu}) \quad (19)$$

Al aplicar un índice de desigualdad al vector de ingresos pronosticado (la distribución suavizada del ingreso), se obtiene una estimación paramétrica de la desigualdad de oportunidades absoluta.

$$\theta_r^p = \frac{E_0(\tilde{\mu})}{E_0(y)} \quad (20)$$

Si la medida de θ_a^p se divide por la desigualdad total, obtenemos una medida relativa de desigualdad de oportunidades θ_r^p que refleja la proporción de la desigualdad general debido al conjunto de circunstancias consideradas⁹.

5.5.4 Descomposición de la desigualdad de oportunidades

Para determinar cuáles son las circunstancias que aportan en mayor medida a la desigualdad de oportunidades se utiliza el método de descomposición de Shapley desarrollada por Shorrocks, (1999). Esta descomposición mide la contribución marginal promedio de cada circunstancia a la desigualdad total y no depende del índice que se utilice o del orden en que se incluyen o excluyen las variables para calcular su contribución marginal. (Shorrocks, 2012).

La descomposición de Shapley se realiza a partir de las estimaciones de los índices de desigualdad de oportunidades $I()$ que depende de un conjunto de factores X_k indexados por $K = \{1, \dots, k, \dots, m\}$, es decir:

$$I() = f(X_1, X_2, \dots, X_k) \quad (21)$$

⁸ Al ser esta una estimación del límite inferior de la desigualdad de oportunidades, cuando se pretende capturar toda la desigualdad debida a circunstancias fuera del control individual, los coeficientes sesgados de las circunstancias observables pueden mejorar en lugar de empeorar nuestra estimación (Brunori, 2016).

⁹ Los índices MLD son más sensible a los valores extremos que otros índices, como resultado, la proporción de desigualdad general explicada por desigualdad de oportunidades es significativamente menor para el índice MLD.

Se busca asignar una contribución ϕ_k , a cada factor, de tal manera que se exprese $I()$ como la suma de las contribuciones de cada factor:

$$I() = \sum_k \phi_k (I) \quad (22)$$

La contribución del factor k está determinada por el valor de Shapley de k : $\phi_k(I)$ que se puede calcular usando la siguiente ecuación:

$$\phi_k (I) = \sum_{S \subseteq K \setminus \{k\}} \frac{|S|!(m-|S|-1)!}{m!} (I(S \cup \{k\}) - I(S)) \quad (23)$$

Donde:

- S es el subconjunto de K sin k ,
- $|S|$ es el número de factores en S ,
- $!$ representa factorial,
- $(I(S \cup \{k\}) - I(S))$ es la contribución marginal del factor k a la desigualdad total y,
- $\phi_k (I)$ es la contribución marginal promedio de todas las permutaciones posibles en las que el factor k afecta la desigualdad junto con otros factores en el conjunto S .

5.3. Datos y variables

Para la presente investigación se hace uso de las Encuestas de Hogares 2019 y 2020 del Instituto Nacional de Estadística. Se toma en cuenta estos años debido a que contienen la información más reciente disponible en el momento en que se realizó el estudio, además permite analizar el estado de la desigualdad de oportunidades previa y durante el shock de la pandemia por Covid-19.

Para analizar la desigualdad de oportunidades en la dimensión de educación se consideran variables que aproximen el acceso educativo para la población entre 6 y 17 años (Tabla 1). En la dimensión de ingresos, como variable de ventaja económica se utiliza el ingreso laboral individual¹⁰ de la población que se encuentra entre 25 a 57 años¹¹ (Tabla 2). En cuanto a los factores considerados como circunstancia se toma en cuenta la evidencia que surge de la literatura y se consideran aquellas que son las más utilizadas y comunes en el análisis de desigualdad de oportunidades en educación e ingresos laborales para cumplir el objetivo principal de la investigación.

¹⁰ Para el estudio se toma en cuenta el ingreso laboral mensual de la ocupación principal y/o secundaria que calcula el INE en las Encuestas de hogares.

¹¹ Asimismo, para poder comparar y contrastar los resultados con la dimensión de acceso educativo se construye una variable dicotómica del ingreso laboral individual que permita identificar la probabilidad de estar por encima de la mediana de ingresos.

Tabla 1. Categorización de variables - Variables dependientes acceso a educación

Variables de ventaja económica / Dependientes	
Variables	Descripción
<i>matriculacion</i> : Acceso a matriculación escolar	Variable <i>dummy</i> que toma valor igual a 1 si la persona se matriculó en algún establecimiento educativo y 0 en caso contrario.
<i>asisteduc_2019</i> : Asistencia escolar	Variable <i>dummy</i> que toma valor igual a 1 si la persona asiste al nivel y curso al que se matriculó en la gestión 2019 y 0 en caso contrario.
<i>asisteduc_antes</i> : Asistencia escolar antes de la clausura del año escolar	Variable <i>dummy</i> que toma valor igual a 1 si la persona participo regularmente en alguna actividad educativa antes de la clausura del año escolar en la gestión 2020 y 0 en caso contrario.
<i>asisteduc_despues</i> : Asistencia escolar antes de la clausura del año escolar	Variable <i>dummy</i> que toma valor igual a 1 si la persona participo regularmente en alguna actividad educativa después de la clausura del año escolar en la gestión 2020 y 0 en caso contrario.
<i>acceso_internet</i> : Acceso a internet desde la vivienda	Variable <i>dummy</i> que toma valor igual a 1 si la persona tiene acceso internet en el hogar y se encuentra matriculado en algún establecimiento educativo y 0 en caso contrario.

Fuente: Elaboración propia

Tabla 2. Categorización de variables - Variables de ventaja económica de ingresos

Variables de ventaja económica / Dependientes	
Variables	Descripción
<i>ylab_c</i> : Ingreso laboral real mensual	Variable continua que mide el agregado del Ingreso Laboral mensual (en Bs.) de la ocupación principal y/o secundaria deflactada por el IPC. Antes de delimitar la muestra para evitar el efecto de los datos atípicos se transforma los valores por debajo del percentil 1 al valor del primer percentil y los valores por encima del percentil 99 al valor del percentil 99.
<i>ylab_d</i> : Ingreso laboral real mensual por encima de la mediana	Variable <i>dummy</i> que toma valor igual a 1 si la persona tiene ingreso laboral real mayor o igual a la mediana de la variable continua y 0 en caso contrario.

Fuente: Elaboración propia

Tabla 3. Categorización de variables - Variables de Circunstancias/ Independientes

Variables	Descripción
sexo: Sexo del individuo	Variable dummy que toma valor igual a 1 si la persona es mujer y 0 si es hombre.
etnia: Condición étnica del individuo	Variable dummy que toma valor igual a 1 si la persona tiene como lengua materna un idioma indígena (en los casos en que la persona no habla o no puede hablar se considera la declaración de pertenencia a un pueblo indígena) y 0 caso contrario.
Área geográfica del individuo	Variable dummy que toma valor igual a 1 si la persona vive en el área rural y 0 si vive en el área urbana.
nivprimariajh: Educación del jefe del hogar – Primaria	Variable dummy que toma valor igual a 1 si la persona tiene jefe de hogar con nivel máximo alcanzado - primaria (incompleta o completa) y 0 en caso contrario.
nivsecundariajh: Educación del jefe del hogar – Secundaria	Variable dummy que toma valor igual a 1 si la persona tiene jefe de hogar con nivel máximo alcanzado - Secundaria (incompleta o completa) y 0 en caso contrario.
nivprimariajh: Educación del jefe del hogar – Superior	Variable dummy que toma valor igual a 1 si la persona tiene jefe de hogar con nivel máximo alcanzado - Superior (incompleta o completa) y 0 en caso contrario.

Fuente: Elaboración propia

Para estimar los índices de Disimilitud modificado y sin modificar para la estimación de los coeficientes de las variables de acceso a educación se considera el siguiente modelo:

$$p_i = \Pr[Y_i = 1|C_i] = F(\alpha + \beta C_i + \mu_i) \quad (24)$$

En el caso de los modelos de acceso a educación, al ser la variable dependiente, Y, una variable binaria, se estiman los modelos de probabilidad no lineal por máxima verosimilitud. Mientras que para estimar los índices MLD se estiman los modelos por MCO.

6. Resultados

6.1. Desigualdad de oportunidades en el acceso a educación

En primer lugar, se utiliza el método de dominancia estocástica propuesto por Lefranc et al. (2009) para evaluar si existió desigualdad de oportunidades. Bajo esta metodología la igualdad de oportunidades se evalúa mediante dos condiciones: a) la igualdad de las funciones de distribución de ventajas de los individuos, y b) ninguna función de distribución

domina estocásticamente a la otra. Para la primera condición, se utiliza la prueba de rango de igualdad de poblaciones de Kruskal-Wallis¹² para cada par de circunstancias en el acceso educativo. Esta prueba no asume una distribución normal y permite evaluar si las distribuciones de las variables de acceso a la educación son iguales. La Tabla 4 resume los resultados de las pruebas de igualdad de distribuciones y dominancia estocástica para el acceso educativo aproximado mediante la matriculación escolar, asistencia escolar y acceso a internet desde la vivienda, condicionados al conjunto de circunstancias del estudio durante 2019 y 2020.

En cuanto a la circunstancia del sexo del individuo, en 2019, no se observan diferencias significativas en las distribuciones acumuladas para el acceso a matriculación, asistencia escolar y acceso a internet entre hombres y mujeres. Sin embargo, en 2020, se detectan diferencias en la asistencia escolar antes y después de la clausura del año escolar, donde las mujeres muestran una mayor asistencia antes de la clausura y los hombres después de la clausura. Respecto a la circunstancia del área geográfica de residencia y condición étnica del individuo, en ambos años se encuentran diferencias en las distribuciones de acceso educativo entre áreas urbanas y rurales, así como entre individuos indígenas y no indígenas. Esto indica que el acceso a la educación no es igualitario en términos geográficos y étnicos.

En lo que respecta a la circunstancia del nivel educativo del jefe del hogar, los resultados varían según la variable de acceso. En 2019, se observan diferencias en las distribuciones condicionadas al nivel educativo primario y ninguno para la matriculación escolar y asistencia antes de la clausura del año escolar. En 2020, las distribuciones condicionadas al nivel educativo primario y ninguno son iguales para la matriculación y asistencia antes de la clausura, pero el nivel educativo primario domina al nivel ninguno para la asistencia después de la clausura y el acceso a internet.

Para las distribuciones condicionadas al nivel educativo superior y secundaria, en 2019 son iguales para la matriculación y asistencia escolar. En 2020, solo son iguales para la matriculación, mientras que el nivel educativo superior domina al nivel secundaria en las otras variables. Por tanto, estos resultados muestran que existen desigualdades en el acceso a la educación según el sexo, área geográfica, condición étnica y nivel educativo del jefe del hogar en Bolivia durante los años 2019 y 2020, lo que sugiere la falta de igualdad de oportunidades en el acceso educativo.

¹² Los resultados de este test se pueden encontrar en Tordoya (2022).

Tabla 4. Resumen de dominancia estocástica de primer y segundo orden en acceso educativo (nivel primario y secundario): 2019 y 2020

	2019		2020	
	Hombre	Mujer	Hombre	Mujer
Sexo				
Hombre	-	$=_M =_A =_I$	-	$=_M <_{A_a} >_{A_d} =_I$
Mujer	$=_M =_A =_I$	-	$=_M >_{A_a} <_{A_d} =_I$	-
Área geográfica	Urbana	Rural	Urbana	Rural
Urbana	-	$>_M >_A >_I$	-	$>_M >_{A_a} >_{A_d} >_I$
Rural	$<_M <_A <_I$	-	$<_M <_{A_a} <_{A_d} <_I$	-
Condición étnica	No indígena	Indígena	No indígena	Indígena
No indígena	-	$>_M >_A >_I$	-	$>_M >_{A_a} >_{A_d} >_I$
Indígena	$<_M <_A <_I$	-	$<_M <_{A_a} <_{A_d} <_I$	-
Niv. Edu. JH: Primaria	Ninguno	Primaria	Ninguno	Primaria
Ninguno	-	$<_M <_A =_I$	-	$=_M =_{A_a} <_{A_d} <_I$
Primaria	$>_M >_A =_I$	-	$=_M =_{A_a} >_{A_d} >_I$	-
Niv. Edu. JH: Secundaria	Primaria	Secundaria	Primaria	Secundaria
Primaria	-	$=_M <_A <_I$	-	$>_M >_{A_a} >_{A_d} >_I$
Secundaria	$=_M >_A >_I$	-	$>_M >_{A_a} >_{A_d} >_I$	-
Niv. Edu. JH: Superior	Secundaria	Superior	Secundaria	Superior
Secundaria	-	$=_M =_A <_I$	-	$=_M <_{A_a} <_{A_d} <_I$
Superior	$=_M =_A >_I$	-	$=_M >_{A_a} >_{A_d} >_I$	-

> Fila domina en Primer y Segundo Orden a Columna ; < Columna domina en Primer y Segundo Orden a Fila;

= Fila no domina ni es dominada por columna; M Acceso a matriculación escolar; I Acceso a internet; A Asistencia escolar; A_a Asistencia escolar antes de la clausura del año escolar; A_d Asistencia escolar después de la clausura del año escolar

Fuente: Elaboración propia.

6.1.1. Aproximación y descomposición de la desigualdad de oportunidades

Las estimaciones de los modelos Probit del acceso a la matriculación escolar en la Tabla A4 de los anexos sugieren que las personas que viven en el área rural o son indígenas tienen menos probabilidad de acceder a la matriculación escolar en 2019 y 2020, manteniendo todo lo demás constante. En contraste, en 2019 se observa una mayor probabilidad de matriculación para los niños y adolescentes cuyos jefes de hogar tienen educación primaria y superior, ya que las demás variables no son significativas en el modelo. Al analizar los efectos marginales en la Tabla A9 de los anexos, se nota que los coeficientes¹³ de las variables significativas son relativamente pequeños: -0.03 para niños y adolescentes que

¹³ Es importante considerar que estos coeficientes pueden no reflejar con precisión el impacto de estas variables debido a problemas potenciales de variables omitidas, endogeneidad e interpretación incorrecta de los efectos reales en la variable de interés. Sin embargo, permiten estimar el nivel de desigualdad de oportunidades.

viven en el área rural, -0.02 para aquellos que son indígenas y 0.06 para los que tienen jefes de hogar con educación superior en 2019.

En cuanto a la asistencia escolar, las estimaciones de los modelos Probit en la Tabla A5 de los anexos sugieren que es menos probable (manteniendo todo lo demás constante) que los niños, niñas y adolescentes que viven en el área rural asistan a la matriculación escolar tanto en el año 2019 como en 2020. Por otro lado, los niños, niñas y adolescentes que tienen como lengua materna un idioma originario, cuentan con una mayor probabilidad de asistir de manera regular a alguna actividad educativa en 2019 y antes de la clausura del año escolar, pero el coeficiente no es significativo para la asistencia después de la clausura.

Para los niños y adolescentes que tienen un jefe de hogar con educación secundaria, es más probable que asistan a un establecimiento educativo en ambos años. Sin embargo, la educación superior solo es significativa para el año 2020. Los efectos marginales (Tabla A9) reflejan que los coeficientes para la población en edad de estudiar que es mujer oscilan entre -0,1 y -0,19 entre 2019 y 2020. Para los niños y adolescentes que viven en el área rural, los coeficientes oscilan entre -0,05 y 0,03 (2019 y 2020 respectivamente). Mientras que, para los niños y adolescentes que tienen jefe de hogar con educación superior, los coeficientes se encuentran entre 0,20 y 0,27 para la asistencia antes y después de la clausura escolar del año 2020.

En el caso del acceso a internet desde la vivienda como una variable que influye en la desigualdad de oportunidades en el acceso a la educación, las estimaciones de los modelos Probit indican que es menos probable que los niños, niñas y adolescentes que viven en el área rural accedan a internet desde su hogar en 2019 y 2020. Del mismo modo, para los niños, niñas y adolescentes que tienen como lengua materna un idioma originario, es menos probable que accedan a internet desde su vivienda en 2019. Por otro lado, para los niños y adolescentes que tienen un jefe de hogar con educación superior, es más probable que accedan a internet desde su vivienda en 2019 y 2020 (ver Tabla A6). Al analizar los efectos marginales (Tabla A9), se observa que los coeficientes para los niños, niñas y adolescentes que viven en el área rural son mayores de -0,3 en 2019 y 2020. Para aquellos que tienen como lengua materna un idioma originario, el coeficiente es -0,13 en 2019. Sin embargo, para los niños y adolescentes que tienen un jefe de hogar con educación superior, los coeficientes son mayores que 0,21 durante 2019 y 2020.

Como siguiente paso, se procede a calcular los índices de igualdad de oportunidades. Las estimaciones del índice de disimilitud se interpretan como la fracción del acceso a la matriculación que debe redistribuirse desde los grupos de niños, niñas y adolescentes más favorecidos hacia aquellos con circunstancias menos favorables para lograr la igualdad de

oportunidades en el acceso a la matriculación escolar. En ambos años, este índice tiene un valor cercano al 0,011, lo que significa que aproximadamente el 1,1% del total de las probabilidades de matricularse debe redistribuirse para garantizar que todos los niños, niñas y adolescentes tengan igualdad de oportunidades de acceso.

Esto refleja un nivel bajo de desigualdad de oportunidades en la población de 6 a 17 años en relación con la matriculación escolar. Sin embargo, analizar la desigualdad de oportunidades en el acceso promedio puede no ser la forma más adecuada para identificar diferencias en la probabilidad de acceso. Por lo tanto, se utiliza el índice de disimilitud modificado, que permite distinguir diferencias en la probabilidad de acceso, no solo en el acceso promedio. Este índice tiene un valor de 0,04 en ambos años, indicando que alrededor del 4% de la desigualdad de oportunidades en la probabilidad de acceder a la matriculación escolar se debe a las circunstancias consideradas.

Tabla 5. Índice de desigualdad de oportunidades: Acceso a matriculación, 2019 y 2020 (nivel primario y secundario)

	Índice de Disimilitud		Índice de Disimilitud Modificado	
	2019	2020	2019	2020
Índice absoluto	0,0109159	0,0110833	0,0421607	0,0425801
Bootstrap std. err.	0,005719	0,005501	0,001505	0,001449
Observaciones:	9649	8644	9649	8644

Errores estándar ajustados con bootstrap de 200 replicaciones.

Fuente: Elaboración propia en base a las Encuestas de Hogares 2019 y 2020.

Los resultados de los índices para la asistencia escolar en 2019 y para la asistencia escolar antes y después de la clausura del año escolar en 2020 se presentan en la Tabla 6 para la población entre 6 y 17 años en el nivel primario y secundario. El índice de disimilitud tiene un valor de alrededor de 0,04 en 2019, 0,08 en 2020 antes de la clausura del año escolar y 0,1 después de la clausura. Estos valores indican que aproximadamente el 10% del total de oportunidades de participar en alguna actividad educativa después de la clausura del año escolar debe ser redistribuido para asegurar que todos los niños, niñas y adolescentes tengan la misma oportunidad de educación, mostrando grupos de la población de 6 a 17 años que no pudieron continuar su educación debido al conjunto de circunstancias considerado.

Por otra parte, si consideramos el nivel de desigualdad de oportunidades bajo el índice de disimilitud modificado¹⁴, observamos que el valor más alto corresponde al año 2020 (antes de la clausura del año escolar) con 0,25, lo que indica que alrededor del 25% de la

¹⁴ Los índices de disimilitud desglosados para los niveles de primaria y secundaria se presentan en el documento de tesis Tordoya (2022).

desigualdad de oportunidades en la probabilidad de asistir a actividades educativas se debe a las circunstancias consideradas.

Tabla 6. Índice de desigualdad de oportunidades: Asistencia escolar, 2019 y 2020 (nivel primario y secundario)

	Índice de Disimilitud			Índice de Disimilitud Modificado		
	2019	2020*	2020**	2019	2020*	2020**
Índice absoluto	0,0411059	0,0842298	0,100009	0,121562	0,25372	0,177942
Bootstrap std. err.	0,01166	0,01583	0,012575	0,004056	0,005809	0,007223
Observaciones:	9018	8052	8052	9018	8052	8052

Nota: * Asistencia a alguna actividad educativa antes de la clausura del año escolar; ** Asistencia a alguna actividad educativa después de la clausura del año escolar

Errores estándar ajustados con bootstrap de 200 replicaciones.

Fuente: Elaboración propia en base a las Encuestas de Hogares 2019 y 2020.

En el caso del acceso a internet, la Tabla 7 muestra los índices para la población en el nivel primario y secundario. Las estimaciones del índice de disimilitud indican un valor de 0,37 en 2019 y 0,15 en 2020. Estos valores revelan que aproximadamente el 37% del total de oportunidades de acceder a internet desde la vivienda debe ser redistribuido para garantizar que todos los niños, niñas y adolescentes tengan igualdad de oportunidades de acceso, destacando diferencias en el acceso a internet entre la población de 6 a 17 años en 2019.

Además, se observa una disminución de este índice a 0,15 en 2020. Por otro lado, las estimaciones del índice de disimilitud modificado muestran valores más bajos en 2019 (0,3) en comparación con 2020 (0,37), lo que indica una variación contraria a la observada en el índice de disimilitud sin modificar. Esto se debe a que el índice de disimilitud mide las diferencias en el acceso promedio a internet desde la vivienda. En 2019, el acceso promedio a internet desde la vivienda era mucho menor en comparación con 2020 debido a que el acceso a internet no era esencial para el aprendizaje. Sin embargo, en 2020, con el cierre de escuelas debido a la pandemia de COVID-19, muchas instituciones implementaron clases virtuales, lo que aumentó el acceso promedio a internet desde el hogar. A pesar de este aumento promedio, el índice de disimilitud modificado en 2020 demuestra que se ampliaron las brechas en la probabilidad de acceso a internet desde el hogar en un 37% al considerar las circunstancias estudiadas.

Tabla 7. Índice de desigualdad de oportunidades: Acceso a internet desde la vivienda, 2019 y 2020 (nivel primario y secundario)

	Índice de Disimilitud		Índice de Disimilitud Modificado	
	2019	2020	2019	2020
Índice absoluto	0,371816	0,152941	0,302672	0,372037
Bootstrap std. err.	0,008416	0,016854	0,011046	0,008232
Observaciones:	9019	8052	9019	8052

Errores estándar ajustados con bootstrap de 200 replicaciones.

Una vez que se han estimado los niveles de desigualdad de oportunidades, es fundamental identificar la contribución de las circunstancias (sexo del individuo, área geográfica, condición étnica y nivel educativo del jefe del hogar) a la desigualdad de oportunidades observada en los años 2019 y 2020. Para ello, se emplea la descomposición de Shapley¹⁵. Esta descomposición, basada en la regresión, permite descomponer cualquier medida de desigualdad en el efecto marginal esperado de cada uno de los componentes.

En cuanto al acceso a la matriculación escolar, en estos resultados, se observa que el área geográfica es la variable que más contribuye al nivel de desigualdad de oportunidades en ambos años, representando más del 30%. En contraste, el género es la variable que contribuye menos, con alrededor del 0,25% en un año y 1,41% en otro. Por otro lado, la condición étnica representa aproximadamente el 16-17% en 2019 y 2020.

Tabla 8. Descomposición de Shapley del índice de Disimilitud Modificado: Matriculación (nivel primario y secundario)

Variable:	2019		2020	
	Valor:	En porcentaje:	Valor:	En porcentaje:
Sexo	0,000106	0,25%	0,000599	1,41%
Área geográfica	0,021178	50,16%	0,015585	36,60%
Condición étnica	0,007286	17,26%	0,006886	16,17%
Educación primaria JH	0,000923	2,19%	0,009669	22,71%
Educación secundaria JH	0,00485	11,49%	0,003667	8,61%
Educación superior JH	0,007817	18,52%	0,006174	14,50%
TOTAL	0,042218	100,00%	0,04258	100,00%

Fuente: Elaboración propia en base a las Encuestas de Hogares 2019 y 2020.

¹⁵ Los resultados se basan en los niveles de desigualdad obtenidos a través de índice de disimilitud modificado para observar diferencias en la probabilidad de acceso y no en el acceso promedio.

En lo que respecta a la asistencia escolar, se identifica que el área geográfica es la variable que más contribuye al índice de desigualdad de oportunidades en 2019 (47%), y el género es la que menos contribuye con valores inferiores al 4%. La condición étnica, por otro lado, representa alrededor del 15% en 2019 y 8% en 2020 después de la clausura del año escolar. Además, tener un jefe de hogar con educación superior contribuye en un 41% a la desigualdad de oportunidades en la asistencia escolar después de la clausura del año escolar. Esto podría deberse a que, dentro de la población que no asiste regularmente a una actividad educativa, alrededor del 49,3% son mujeres y el 50,7% son hombres, lo que indica que no existe una diferencia significativa en cuanto al género. Con respecto al área geográfica, se observa que una mayor proporción de la población que no asiste regularmente vive en el área rural (56%). Por otro lado, dentro de la población que asiste regularmente a un establecimiento educativo, el 80% son niños, niñas y adolescentes que tienen jefe de hogar con educación superior. Un patrón similar se observa al desagregar los datos para el nivel primario y secundario, donde el área geográfica es la variable que más contribuye al índice en ambos niveles (Tabla 9).

Tabla 9. Descomposición de Shapley del índice de Disimilitud Modificado: Asistencia escolar (nivel primario y secundario)

Variable:	2019		2020*		2020**	
	Valor:	En porcentaje:	Valor:	En porcentaje:	Valor:	En porcentaje:
Sexo	0,000458	0,38%	0,003508	1,38%	0,005753	3,23%
Área geográfica	0,058034	47,64%	0,139998	55,18%	0,036821	20,65%
Condición étnica	0,018863	15,48%	0,028175	11,10%	0,014086	7,90%
Educación primaria						
JH	0,020452	16,79%	0,03215	12,67%	0,034737	19,48%
Educación secundaria						
JH	0,019054	15,64%	0,002456	0,97 %	0,012717	7,13%
Educación superior						
JH	0,004700	3,86%	0,047433	18,69%	0,073829	41,41%
TOTAL	0,121822	100,00%	0,25372	100,00%	0,17828	100,00%

Nota: * Asistencia a alguna actividad educativa antes de la clausura del año escolar; ** Asistencia a alguna actividad educativa después de la clausura del año escolar

Errores estándar ajustados con bootstrap de 200 replicaciones.

Fuente: Elaboración propia en base a las Encuestas de Hogares 2019 y 2020.

En cuanto al acceso a internet, la Tabla 10 muestra que la variable que más contribuye al índice de desigualdad de oportunidades es el área geográfica, representando entre el 39% y

el 54% en 2019 y 2020, respectivamente. Por otro lado, el género es la circunstancia que menos contribuye, con valores menores al 1%. Además, la condición étnica representa alrededor del 9% en 2019 y 8% en 2020. Tener un jefe de hogar con educación superior contribuye en un 25% en 2019 y un 21% en 2020 a la desigualdad de oportunidades en el acceso a internet desde la vivienda.

Tabla 10. Descomposición de Shapley del índice de Disimilitud Modificado: Acceso a internet desde la vivienda (nivel primario y secundario)

Variable:	2019		2020	
	Valor:	En porcentaje:	Valor:	En porcentaje:
Sexo	0,000133	0,04%	0,000390	0,10%
Área geográfica	0,119085	39,34%	0,202218	54,35%
Condición étnica	0,026556	8,77%	0,029480	7,92%
Educación primaria JH	0,062242	20,56%	0,046189	12,41%
Educación secundaria JH	0,017947	5,93%	0,017188	4,62%
Educación superior JH	0,076709	25,34%	0,076572	20,58%
TOTAL	0,302718	100,00%	0,372069	100,00%

Fuente: Elaboración propia en base a las Encuestas de Hogares 2019 y 2020.

6.2. Desigualdad de oportunidades en ingresos laborales

Para evaluar la existencia de desigualdad de oportunidades en la distribución de ingresos condicionado a factores considerados como circunstancias en sentido fuerte y débil, al igual que en la dimensión de acceso a educación se utiliza la definición de igualdad de oportunidades y los criterios derivados por Lefranc et al., (2009). Para evaluar la primera condición, se utiliza cuatro pruebas no paramétricas para evaluar la distribución del ingreso para cada par de circunstancias descritas en anexos. De acuerdo, a las pruebas estadísticas¹⁶ se determina que la primera condición de igualdad de distribuciones de ingresos laborales reales para el conjunto de circunstancias (sexo del individuo, área geográfica, condición étnica y nivel de educación del jefe del hogar) no se cumple para los años 2019 y 2020. En cuanto a los criterios de dominancia y segundo orden, las comparaciones de distribuciones acumuladas y las Curvas de Lorenz Generalizadas permiten determinar el orden de la dominancia entre grupos (Tabla 11).

¹⁶ Los resultados de las pruebas estadísticas se encuentran en Tordoya (2022)

Tabla 11. Dominancia estocástica de primer y segundo orden: 2019 y 2020

Sexo	Primer orden		Segundo orden	
	Hombre	Mujer	Hombre	Mujer
Hombre	-	>	-	>
Mujer	<	-	<	-
Área geográfica	Urbana	Rural	Urbana	Rural
Urbana	-	>	-	>
Rural	<	-	<	-
Condición étnica	No indígena	Indígena	No indígena	Indígena
No indígena	-	>	-	>
Indígena	<	-	<	-
Niv. Edu. JH: Primaria	Ninguno	Primaria	Ninguno	Primaria
Ninguno	-	?	-	<
Primaria	?	-	>	-
Niv. Edu. JH: Secundaria	Primaria	Secundaria	Primaria	Secundaria
Primaria	-	<	-	<
Secundaria	>	-	>	-
Niv. Edu. JH: Superior	Secundaria	Superior	Secundaria	Superior
Secundaria	-	<	-	<
Superior	>	-	>	-

> Fila domina en Segundo Orden a Columna ; < Columna domina en Segundo Orden a Fila; = Fila no domina ni es dominada por columna; ? No se puede determinar bajo dominancia de Primer Orden

Fuente: Elaboración propia.

6.2.1. Aproximación y descomposición de la desigualdad de oportunidades

Para realizar la aproximación y descomposición de la desigualdad de oportunidades el presente estudio se basa en el enfoque paramétrico ex-ante propuesto por Ferreira y Gignoux (2011). Primero se realizan regresiones de mínimos cuadrados ordinarios del logaritmo del ingreso, considerando las circunstancias como variables explicativas. Estas estimaciones muestran que ser del sexo femenino está relacionado con una reducción del 46% en los ingresos laborales en 2019 y 2020, al igual que vivir en áreas rurales (reducción del 40%) y pertenecer a una comunidad indígena (reducción del 22%). En cuanto a las variables que representan el nivel educativo del hogar, muestran mayores ingresos laborales en 2019 y 2020. El sexo del individuo experimentó una disminución del coeficiente del 0,46 al 0,35 en relación con 2019, mientras que el área geográfica aumentó de 0,4 a 0,7. Las demás circunstancias mantuvieron coeficientes relativamente constantes entre ambos años.

A partir de estas estimaciones, se calculan los índices de desigualdad de oportunidades en ingresos siguiendo la metodología de Ferreira y Gignoux (2011). La Tabla 12 muestra que el valor absoluto de la desigualdad de oportunidades fue de aproximadamente 0,08 en 2019 y 0,11 en 2020. En cuanto a la desigualdad de oportunidades relativa con respecto a la desigualdad de ingresos total, se observa una variación mínima entre ambos años, pero estos valores indican una contribución significativa de la desigualdad debida a factores no aceptables en la desigualdad general.

Tabla 12. Desigualdad de oportunidades en ingresos laborales mensual

	Índice de desviación media logarítmica		Índices absolutos de Disimilitud		
	2019	2020	2019	2020	
Índice absoluto	0,07584	0,105477	Índice de Disimilitud	0,1577755	0,162763
Bootstrap std. err.	0,004388	0,006111	Bootstrap std. err.	0,009916	0,010468
Índice relativo	0,275349	0,322256	Índice Disimilitud Modificado	0,310202	0,332502
Bootstrap std. err.	0,004388	0,006111	Bootstrap std. err.	0,00578	0,00586
Observaciones:	11236	10250	Observaciones:	11236	10250

Errores estándar ajustados con bootstrap de 200 replicaciones.

Fuente: Elaboración propia en base a las Encuestas de Hogares 2019 y 2020.

Cuando se analiza la variable dependiente que captura la probabilidad de tener ingresos laborales por debajo de la mediana, las estimaciones de las regresiones Probit muestran efectos similares en la probabilidad de tener ingresos por encima de la mediana, pero con signos opuestos en la probabilidad de tener ingresos por debajo de la mediana. Los índices de disimilitud de Paes de Barros et al. (2008) y el índice de similitud modificado muestran valores muy similares en 2019 y 2020.

Tabla 13. Índices de desigualdad de oportunidades en ingresos laborales, 2019 y 2020

	Índice de Disimilitud		Índice de Disimilitud Modificado	
	2019	2020	2019	2020
Índice absoluto	0,1577755	0,162763	0,310202	0,332502
Bootstrap std. err.	0,009916	0,010468	0,00578	0,00586
Observaciones:	11236	10250	11236	10250

Errores estándar ajustados con bootstrap de 200 replicaciones.

Fuente: Elaboración propia en base a las Encuestas de Hogares 2019 y 2020.

Al realizar el análisis de descomposición de Shapley del índice de disimilitud modificado, se evidencia que el sexo del individuo, vivir en áreas rurales y tener un jefe de hogar con educación superior son los principales factores que explican la mayor proporción del índice absoluto de desigualdad de oportunidades en ingresos, tanto en 2019 como en 2020.

Tabla 14. Descomposición de Shapley del índice de desviación media logarítmica en ingresos individuales (población entre 26 a 57 años)

Variable:	2019		2020	
	Valor:	En porcentaje:	Valor:	En porcentaje:
Sexo	0,022845	30,12%	0,011954	11,33%
Área geográfica	0,016928	22,32%	0,040091	38,01%
Condición étnica	0,011022	14,53%	0,016678	15,81%
Educación primaria JH	0,006234	8,22%	0,011864	11,25%
Educación secundaria JH	0,002532	3,34%	0,003039	2,88%
Educación superior JH	0,016279	21,46%	0,021851	20,72%
TOTAL	0,07584	100,00%	0,105477	100,00%

Fuente: Elaboración propia en base a las Encuestas de Hogares 2019 y 2020.

6.3. Comportamiento de las circunstancias en la desigualdad de oportunidades en educación e ingresos laborales

En este apartado se evalúa el comportamiento de los coeficientes de las regresiones para las variables que afectan a las desigualdades de oportunidades en educación y en ingresos laborales, con el objetivo de identificar las circunstancias que impactaron tanto en el acceso a la educación de la población en edad escolar como en los ingresos laborales individuales de la población en edad de trabajar en Bolivia durante los años 2019 y 2020.

En la Tabla A9 de la sección de anexos se presentan los coeficientes de los modelos Probit utilizados para estimar la desigualdad de oportunidades en el acceso a la educación de la población de 6 a 17 años en 2019 y 2020. A partir de estos resultados, se observa que la condición étnica, es decir, ser indígena, disminuye la probabilidad de acceder a la matriculación, asistencia escolar y acceso a internet en ambos años. Además, se destaca que la educación superior del jefe de hogar aumenta la probabilidad de matriculación (en 2019), asistencia escolar (en 2020) y acceso a internet (en ambos años). Asimismo, se encuentra que el área geográfica influye en la probabilidad de acceso educativo en 2019 y 2020, así como en la asistencia escolar y el acceso a internet en 2019. Por último, tener un jefe de hogar con educación secundaria afecta la probabilidad de acceso a internet en 2019 y la probabilidad de asistir a un establecimiento educativo en 2019 y 2020.

En cuanto a las circunstancias que influyen en la variación porcentual de los ingresos, la Tabla A10 muestra que todas las circunstancias son significativas, al menos al 10% de

significancia. Sin embargo, al considerar la probabilidad de tener ingresos por encima de la mediana, la única circunstancia no significativa es si el jefe de hogar tiene educación primaria en 2019. Por lo tanto, se puede concluir que las circunstancias que impactaron tanto en el acceso a la educación como en los ingresos laborales fueron la condición étnica en 2019 y 2020, la educación superior y secundaria del jefe de hogar, y el área geográfica en ciertos periodos.

7. Conclusiones y recomendaciones

En los últimos 20 años, la creciente literatura sobre igualdad de oportunidades ha destacado su importancia en la reducción de desigualdades. La teoría de igualdad de oportunidades ha captado la atención de muchos países al resaltar los beneficios de garantizar igualdad en el acceso a resultados independientemente del origen social y otras características, como género, lugar de nacimiento y etnicidad. Esto se refleja en el Objetivo de Desarrollo Sostenible 10, que insta a cerrar las brechas de oportunidad para 2030 y reducir la desigualdad a nivel nacional e internacional.

A pesar de la creciente importancia, pocos estudios se centran directamente en la desigualdad de oportunidades en Bolivia. Esta investigación aborda esta brecha al analizar la desigualdad de oportunidades en el acceso a la educación y los ingresos laborales en el país. El estudio se enfoca en investigar si las circunstancias que afectaron la desigualdad de oportunidades en el acceso a la educación también influyeron en la desigualdad de oportunidades en los ingresos laborales en Bolivia durante 2019 y 2020. Se plantean objetivos claros para obtener un panorama más reciente de la situación de la desigualdad de oportunidades y para comprobar su existencia y niveles mediante criterios de dominancia estocástica. Estos criterios permitieron aproximar y descomponer los niveles de desigualdad de oportunidades observados para cada dimensión, considerando el mismo conjunto de circunstancias.

Para determinar la existencia y aproximación del nivel de desigualdad de oportunidades, así como identificar las circunstancias que más contribuyen a ella, se llevaron a cabo comparaciones de funciones de distribución de variables relacionadas con el acceso a la educación y los ingresos laborales. Se consideraron aspectos tales como la matriculación escolar, asistencia escolar, acceso a internet para niños y adolescentes, así como el ingreso laboral real mensual para adultos en Bolivia. Se evaluaron circunstancias como género, área de residencia, condición étnica y nivel educativo de los padres.

Los resultados del análisis de dominancia estocástica en el acceso a la educación indican que existió desigualdad de oportunidades en la matriculación escolar, asistencia escolar y acceso a internet entre los niños, niñas y adolescentes que residían en áreas rurales, tenían

como lengua materna un idioma originario y contaban con padres cuyos niveles educativos no alcanzaron la primaria o secundaria durante los años 2019 y 2020. Esto significa que, en Bolivia, algunos niños, niñas y adolescentes se encontraban en desventaja en el acceso a la educación en comparación con sus contrapartes que vivían en áreas urbanas y no pertenecían a comunidades indígenas.

El análisis de dominancia estocástica en los ingresos laborales revela la presencia de desigualdad de oportunidades en todas las circunstancias consideradas (género, área geográfica, condición étnica y nivel educativo del jefe de hogar) tanto en primer como en segundo orden durante los años 2019 y 2020. Sin embargo, para el año 2020, la desigualdad de oportunidades solo se observa en segundo orden en el caso de personas con jefes de hogar que tenían educación primaria como máximo nivel. Estos hallazgos indican que las mujeres, las personas pertenecientes a minorías étnicas y aquellos con jefes de hogar con niveles educativos más bajos experimentaron desventajas en sus ingresos laborales durante 2019 y 2020.

Para abordar los objetivos planteados, se aplicó un enfoque paramétrico utilizando varios índices para evaluar la desigualdad de oportunidades en el acceso educativo y los ingresos laborales. Los resultados indican que la desigualdad de oportunidades en el acceso a la matriculación escolar fue baja, con un índice de 0,04 en 2019 y 2020. Sin embargo, es importante destacar que aún existen grupos de niños, niñas y adolescentes que enfrentan desigualdades de oportunidades.

En cuanto a la asistencia escolar, la desigualdad de oportunidades fue más pronunciada, con un índice de 0,12 en 2019. Durante la crisis sanitaria en 2020, esta desigualdad aumentó significativamente, llegando a un índice de 0,25 en la participación regular en actividades educativas antes del cierre del año escolar y un índice de 0,18 en la continuación de actividades educativas después del cierre del año escolar en 2020.

Con relación al acceso a internet desde el hogar, se observó un nivel de desigualdad de oportunidades de 0,30 en 2019, que aumentó a 0,37 en 2020. La descomposición de Shapley señala que las circunstancias que más contribuyen a esta desigualdad son el área de residencia, el nivel educativo de los padres y la pertenencia a una minoría étnica. Además, se destaca que la desigualdad de oportunidades es más acentuada en la educación secundaria que en la primaria, principalmente debido a circunstancias relacionadas con el área geográfica de residencia y la condición étnica de los estudiantes. Esta situación requiere una atención especial para garantizar igualdad de oportunidades en la cobertura del acceso educativo.

Los índices para los ingresos laborales muestran que la desigualdad de oportunidades contribuyó al 27% en 2019 y al 32% en 2020. Las circunstancias que más influyeron son género, área de residencia y condición étnica. En el acceso educativo, factores como el área de residencia y la etnia juegan un papel importante en la desigualdad de oportunidades. Estos resultados señalan brechas de oportunidades en Bolivia, especialmente en ingresos laborales debido a diferencias en demanda laboral y ubicación geográfica.

Aunque el estudio encuentra un límite inferior de desigualdad de oportunidades en educación y en ingresos laborales existe la necesidad de limitar los efectos de estas circunstancias en la distribución de los resultados y brindar mejores oportunidades a las personas de hogares relativamente desfavorecidos a través de intervenciones sociales. De igual manera, podría ser útil para el desarrollo de políticas públicas conocer la descomposición de la desigualdad de oportunidades para establecer los principales factores que contribuyen a la desigualdad de oportunidades e identificar los grupos que se encuentren más desfavorecidos en términos de oportunidades de modo que se puedan implementar medidas que permitan su desarrollo en igualdad de condiciones. Respecto a la desigualdad de oportunidades en educación se recomienda que se adopten medidas que permitan incentivar y favorecer que el mayor número de personas posible accedan y alcancen mayores niveles de educación ya que mayores niveles de educación ayudarían igualar la distribución inicial de capital humano y por tanto a reducir una de las principales causas de la desigualdad.

Finalmente, considerando los resultados, es esencial motivar la investigación sobre las desigualdades en el acceso a la educación superior. Esto se debe a que dichas desigualdades podrían tener un impacto aún más significativo en los resultados económicos de los individuos en comparación con las desigualdades observadas en la educación primaria y secundaria. Además, se sugiere abordar la desigualdad de oportunidades con un conjunto más amplio de circunstancias, identificando nuevas dimensiones que puedan revelar brechas importantes en la distribución de oportunidades entre la población boliviana. Estas dimensiones podrían incluir aspectos como la salud, el progreso educativo y el trabajo infantil, abordados desde un enfoque de igualdad de oportunidades y considerando circunstancias que reflejen de manera más precisa las características de los padres, del hogar y personales. De esta manera, se podrá comprender el contexto en constante evolución de las desigualdades de oportunidades y elaborar recomendaciones y estrategias de política que aborden de manera más integral la igualdad de oportunidades.

Referencias

- Aran, M., Ferreira, F. H. & Gignoux, J. (2011). Measuring inequality of opportunity with imperfect data: the case of Turkey. *The Journal of Economic Inequality*, 9(4), 651-680. <https://doi.org/10.1007/s10888-011-9169-0>
- Arneson, R. J. (1989). Equality and equal opportunity for welfare. *Philosophical studies*, 56(1), 77-93. <https://doi.org/10.1007/BF00646210>
- Banco Interamericano de Desarrollo. (2020). La crisis de la desigualdad, América Latina y el Caribe en la encrucijada.
- Baye, F. M., & Epo, B. N. (2015). Impact of Human Capital Endowments on Inequality of Outcomes in Cameroon. *Review of Income and Wealth*, 61(1), 93-118.
- 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), 675-696. <https://doi.org/10.1007/s00355-011-0609-3>
- Bourguignon, F., Ferreira, F. H., & Menéndez, M. (2007). Inequality of opportunity in Brazil. *Review of income and Wealth*, 53(4), 585-618. <https://doi.org/10.1111/j.1475-4991.2007.00247.x>
- Brunori, P., Palmisano, F., & Peragine, V. (2016). Inequality of opportunity in sub-Saharan Africa. Policy Research Working Paper No. 7782. World Bank. <https://openknowledge.worldbank.org/handle/10986/24863>
- Carpantier, J. F., & Sapata, C. (2013). An ex-post view of inequality of opportunity in France and its regions. *Journal of Labor Research*, 34(3), 281-311. <https://doi.org/10.1007/s12122-013-9161-5>
- Chávez, F., & Soloaga, I. (2015). Scale vs. Translation Invariant Measures of Inequality of Opportunity When the Outcome is Binary. *Translation Invariant Measures of Inequality of Opportunity When the Outcome is Binary (March 16, 2015)*.
- Davidson, R., & Duclos, J. Y. (2000). Statistical inference for stochastic dominance and for the measurement of poverty and inequality. *Econometrica*, 68(6), 1435-1464.
- de Barros, R. P., Molinas, J. R., y Saavedra, J. (2008). MEASURING INEQUALITY OF OPPORTUNITIES FOR CHILDREN. Banco Mundial.

- Dworkin, R. (1981). What is Equality? Part 1: Equality of Welfare. *Philosophy & Public Affairs*, 10(3), 185-246.
- Ferreira, F. H., & Gignoux, J. (2008). *The measurement of inequality of opportunity: Theory and an application to Latin America*. The World Bank. <https://openknowledge.worldbank.org/handle/10986/6859>
- Ferreira, F. H., & Gignoux, J. (2014). The measurement of educational inequality: Achievement and opportunity. *The World Bank Economic Review*, 28(2), 210-246.
- Fleurbaey, M., & Peragine, V. (2013). Ex ante versus ex post equality of opportunity. *Economica*, 80(317), 118-130.
- Gamboa, L. F., & Waltenberg, F. D. (2015). Measuring inequality of opportunity in education by combining information on coverage and achievement in PISA. *Educational Assessment*, 20(4), 320-337.
- Goerlich, F. & Villar, A. (2009). Desigualdad y Bienestar Social: de la Teoría a la Práctica. *España: Fundación BBVA*.
- Herrera-Jiménez, A. (2014). *La carrera de las oportunidades: una aproximación al crecimiento inclusivo en Bolivia (1999-2012)* [Tesis de pregrado]. Universidad Católica Boliviana "San Pablo", La Paz, Bolivia.
- Herrera-Jiménez, A., & Villegas-Quino, H. (2016). Circumstances and determination of individual outcomes in Bolivia: Family background and equality of opportunities. *Panorama Económico*, 24, 17-48.
- Hill, R., & Narayan, A. (2020). Covid-19 and inequality: a review of the evidence on likely impact and policy options. *Working paper, Centre for Disaster Protection, London*.
- 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.
- Lin, C. A. (2007). Education Expansion, Educational Inequality, and Income Inequality: Evidence from Taiwan, 1976-2003. *Social Indicators Research*, 80(3), 601-615.
- Molinas, J. R., Barros, R. P., Saavedra, J., & Giugale, M. (2010). *Do our children have a chance? The 2010 Human Opportunity Report for Latin America and the Caribbean*. Banco Mundial.

Naciones Unidas (2018), La Agenda 2030 y los Objetivos de Desarrollo Sostenible: una oportunidad para América Latina y el Caribe (LC/G.2681-P/Rev.3), Santiago.

Nogales Carvajal, R., & Rico Encinas, F. (2016). EFFORTS AND INEQUALITY OF OPPORTUNITIES IN THE BOLIVIAN LABOR MARKET. *Investigación & Desarrollo*, 2(15), 5-14. <https://doi.org/10.23881/idupbo.015.2-1>

Rocha, R. (2007). *Desigualdad de Ingresos y Oportunidades en Bolivia* [Tesis de pregrado]. Universidad Católica Boliviana "San Pablo", La Paz, Bolivia.

Roemer, J. E., & Trannoy, A. (2016). Equality of opportunity: Theory and measurement. *Journal of Economic Literature*, 54(4), 1288-1332.

Salehi-Isfahani, D., Hassine, N. B., y Assaad, R. (2014). Equality of opportunity in educational achievement in the Middle East and North Africa. *The Journal of Economic Inequality*, 12(4):489–515.

Sanhueza, A. & Telias, A. Midiendo la desigualdad de oportunidades para los niños chilenos. En: Serie Estudios Sociales [Ministerio de desarrollo social] nro. 2, 9-38.

Shaheen, S., Awan, M. S., & Cheema, A. R. (2016). Measuring inequality of opportunity in Pakistan. *Pakistan Economic and Social Review*, 54(2), 165-190.

Shorrocks, Anthony (1999): "Decomposition Procedures for Distributional Analysis: A unified framework based on the Shapley Value", University of Essex, mimeo.

Tito, C., Castro, C. A., García, P. D. & Mirabal, L. P. (2021a). InfoIISEC No. 6 ¿El año en que la educación se detuvo? Evidencia tras la pandemia de la COVID-19. IISEC-UCB.

Tito, C., Solíz, E. T. & Tordoya, A. R. (2021b). InfoIISEC No. 7 Pobreza y desigualdad: Descomponiendo el ingreso de los hogares bolivianos. IISEC-UCB.

Tordoya, A. (2022). *Desigualdad de oportunidades en educación e ingresos laborales en Bolivia* [Tesis de pregrado]. Universidad Católica Boliviana "San Pablo", La Paz, Bolivia.

Unidad de Análisis de Políticas Sociales y Económicas (2020), "Dossier de Estadísticas Sociales y Económicas", Volumen 30. www.udape.gob.bo

Yañez, E. (2021). Equidad y oportunidades educativas: Evidencia para el periodo 2000-2019. *Capítulo 9. INESAD, Evaluación de la calidad del crecimiento en Bolivia (238-261)*.

Anexos

A1: Test de Kolmogórov-Smirnov (K-S)

El test de Kolmogórov-Smirnov (K-S) desarrollado por los matemáticos Kolmogorov (1933) y Smirnov (1933) es una prueba de bondad de ajuste no paramétrica que permite determinar si una distribución de probabilidad subyacente difiere de una distribución hipotética o si dos distribuciones son diferentes entre sí. Para el análisis empírico se emplea el método no paramétrico K-S¹⁷ de dos muestras ya que permite determinar la igualdad de las funciones de distribución de dos muestras provenientes de dos poblaciones que pueden ser diferentes.

Una característica atractiva de esta prueba es que es una prueba exacta (la prueba de bondad de ajuste chi-cuadrado depende de un tamaño de muestra adecuado para que las aproximaciones sean válidas). Sin embargo, el test de K-S sólo se aplica a las distribuciones continuas y tiende a ser más sensible cerca del centro de la distribución que en las colas. Este test tiene como hipótesis nula “las funciones de distribución de x de la muestra 1 y 2 son iguales”. Las hipótesis direccionales de K-S se evalúan mediante:

$$D^+ = \max_x \{F(x) - G(x)\}$$

$$D^- = \min_x \{F(x) - G(x)\}$$

donde $F(x)$ y $G(x)$ son las funciones de distribución empíricas de la muestra que se compara. Las hipótesis nulas contrastan si “la distribución de x para el grupo 1 contiene valores más grandes que para el grupo 2” y “valores más pequeños” para el caso contrario.

El estadístico K-S combinado corresponde a:

$$D^+ = \max(|D^+|, |D^-|)$$

El p-value¹⁸ para este estadístico se puede obtener evaluando la distribución limitante asintótica. Adicionalmente, Smirnov (1933) muestra que:

$$\lim_{m,n \rightarrow \infty} Pr \left\{ \sqrt{mn / (m+n)} \leq z \right\} = 1 - 2 \sum_{i=1}^{\infty} (-1)^{i-1} \exp(-2i^2 z^2)$$

¹⁷ Se aplica la prueba K-S utilizando el comando “*ksmirnov*” en Stata.

¹⁸ El p-value aproximado por el comando *ksmirnov* de stata se basan en la aproximación de cinco términos de las distribuciones asintóticas derivadas por Smirnov (1933).

Donde m es el tamaño de muestra de la primera muestra y n es el tamaño de muestra de la segunda muestra.

A2: Test Global de Igualdad de Funciones de Distribución Acumulada

El Test Global de igualdad de funciones de distribución acumulada (GOF) es un procedimiento estadístico para comparar distribuciones, propuesto por Goldman y Kaplan (2018)¹⁹. Esta prueba determina si (y dónde) las dos funciones de distribución acumulativa (CDF) son diferentes. La aplicación de esta prueba requiere que la variable de interés presente una distribución continua y que los grupos se muestreen de forma independiente.

Sea $F_x(\cdot)$ la CDF del primer grupo; $F_y(\cdot)$ la CDF del segundo grupo. CDF de $\hat{F}(\cdot)$ y $\hat{G}(\cdot)$ estimadas se calculan a partir de muestras de identificación.

Si se considera la prueba de bondad de ajuste (GOF) de K-S, la hipótesis nula es:

$$(GOF) H_0: F(r) = G(r) \text{ para todo } r \quad (10)$$

De manera que, Si H_0 es cierto, entonces $F(\cdot)$ y $G(\cdot)$ deberían estar "cerca" entre sí; Para comparar las funciones completas, K-S analiza todo r para encontrar la brecha más grande, $\max, \hat{D}(r)$.

En lugar de (10), se pueden definir hipótesis nulas para mostrar dónde difieren dos distribuciones. Para cada posible valor r de la variable de resultado, se define:

$$H_{0r}: F(r) = G(r). \quad (11)$$

La hipótesis nula GOF podría reescribirse como:

$$(GOF)H_0: \text{ todos } H_0 \text{ los } H_{0r} \text{ son ciertos.} \quad (12)$$

Mientras que la prueba GOF solo distingue si todos los H_{0r} son verdaderos o al menos uno es falso, ahora se testea específicamente qué H_{0r} son verdaderos y cuáles son falsos.

Este método consiste en calcular una banda de confianza uniforme para cada CDF desconocida y luego rechazar H_{0r} para cualquier r donde las bandas no se superpongan. El p-value para contrastar las hipótesis es un p-value global calculado por simulación. Goldman y Kaplan (2018) determinan un α particular que depende solo de los tamaños de la muestra

¹⁹ Se emplea este test empíricamente a partir del comando *distcomp* en Stata.

n_x y n_y , después las estadísticas de orden se comparan con diferentes cuantiles de distribución beta para determinar el rechazo. Dado que α solo depende de n_x y n_y Goldman y Kaplan (2018) simulan²⁰ una gran tabla de valores precisos antes de tiempo para los niveles más comunes de $\alpha = 0.01, 0.05, 0.10$.

Asimismo, la probabilidad de la tasa de error familiar (FWER)²¹:

$$\text{FWER} \equiv \Pr(\text{rechazar cualquier } H_{or} \text{ verdadero}). \quad (13)$$

El método de Goldman y Kaplan (2018) logra un control fuerte de FWER lo que significa $\text{FWER} \leq \alpha$ independientemente de qué H_{or} sea verdadero. Dicho de otra manera: con un fuerte control de FWER a un nivel del 10 %, no habrá falsos positivos el 90 % de las veces.

A3: Test de Wilcoxon- Mann-Whitney

El test de Wilcoxon - Mann-Whitney prueba la hipótesis de si dos muestras independientes provienen de poblaciones con la misma distribución mediante el uso de la prueba de suma de rangos. La hipótesis de investigación nula establece que las dos poblaciones son iguales, mientras que la hipótesis bilateral establece lo contrario.

Esta prueba se realiza como una prueba de dos caras y, por lo tanto, la hipótesis de investigación indica que las poblaciones no son iguales en lugar de especificar la direccionalidad.

Si existen dos variables aleatorias independientes, X_1 y X_2 , y se desea probar la hipótesis nula de que $X_1 \sim X_2$. Tenemos una muestra de tamaño n_1 de X_1 y otra de tamaño n_2 de X_2 . Luego, los datos se clasifican sin tener en cuenta la muestra a la que pertenecen. Si los datos están empatados, se utilizan rangos promediados. El estadístico de prueba de Wilcoxon (1945) es la suma de los rangos de las observaciones en la primera muestra:

$$T = \sum_{i=1}^{n_1} R_{1i} \quad (13)$$

El estadístico U de Mann y Whitney (1947) es el número de pares (X_1, X_2) tales que $X_1 > X_2$. Estos estadísticos difieren solo en una constante:

²⁰ Esto también lo incluyen en el comando *distcomp* de *Stata*.

²¹ Se comete un "error familiar" si se rechaza al menos un H_{or} verdadero. Por ejemplo, si H_{or} es verdadero solo para $r < 0$, se produce un error familiar si se rechaza cualquier H_{or} con $r \leq 0$ (Goldman y Kaplan, 2018)

$$U = T - \frac{n_1(n_1+1)}{2} \quad (14)$$

El principio de aleatorización de Fisher proporciona un método para calcular la distribución de la estadística de prueba. La distribución de aleatorización consta de todos los valores posibles de T resultantes de las $\binom{n}{n_1}$ formas de elegir n_1 rangos del conjunto de todos los $n = n_1 + n_2$ rangos observados (no vinculados o vinculados) y asignarlos a la primera muestra. Cuando se especifica la opción exacta (o implícita para $n \leq 200$), esta distribución se calcula mediante un algoritmo recursivo cuyo tiempo de cálculo es proporcional a n^4 .

Los valores p también se pueden calcular utilizando una aproximación normal a la distribución aleatoria.

$$E(T) = \frac{n_1(n_1+1)}{2} \quad \text{y} \quad \text{Var}(T) = \frac{n_1 n_2 S^2}{n} \quad (15)$$

donde S es la desviación estándar de los rangos combinados, r_i , para ambos grupos:

$$S^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (r_i - \bar{r})^2 \quad (16)$$

Esta fórmula para la varianza es exacta y se cumple tanto cuando no hay empates como cuando los hay y usamos rangos promediados. Para la aproximación normal, calculamos

$$z = \frac{T - E(T)}{\sqrt{\text{Var}(T)}} \quad (17)$$

La probabilidad de que el ingreso para el primer grupo o muestra sea mayor que el ingreso para el segundo grupo o muestra se mide a partir:

$$p = \frac{U}{n_1 n_2}$$

A4: Test de Kruskal-Wallis

La prueba Kruskal-Wallis es una generalización de muestras múltiples de la prueba de suma de rangos de Wilcoxon (también llamada Mann-Whitney) de dos muestras (Wilcoxon 1945; Mann y Whitney 1947). Esta prueba evalúa la hipótesis de que varias muestras son de la misma población (Kruskal y Wallis 1952, 1953).

Las muestras de tamaños $n_j, j = 1, \dots, m$, se combinan y clasifican en orden ascendente de magnitud. A los valores empatados se les asignan los rangos promedio. Sea n el tamaño total de la muestra y sea $R_j = \sum_{i=1}^{n_j} R(X_{ji})$ la suma de los rangos de la j -ésima muestra. La prueba de análisis de varianza de una vía de Kruskal-Wallis, H , se define como:

$$H = \frac{1}{S^2} \left\{ \sum_{j=1}^m \frac{R_j^2}{n_j} - \frac{n(n+1)^2}{4} \right\} \quad (18)$$

$$\text{Donde } S^2 = \frac{1}{n-1} \left\{ \sum_{\text{todos los rangos}} R(X_{ij})^2 - \frac{n(n+1)^2}{4} \right\} \quad (19)$$

Si no hay empates, esta ecuación se simplifica a:

$$H = \frac{12}{n(n+1)} \sum_{j=1}^m \frac{R_j^2}{n_j} - 3(n+1) \quad (20)$$

La distribución de muestreo de H es aproximadamente χ^2 con $m - 1$ grados de libertad.

Tablas

Tabla A1. Indicadores de empleo de la población de 14 años o más por área geográfica según sexo) (2017 - 2019)

INDICADORES DE EMPLEO	CUARTO TRIMESTRE - 2017	CUARTO TRIMESTRE - 2018	CUARTO TRIMESTRE - 2019
	NACIONAL	NACIONAL	NACIONAL
ÍNDICE DE CARGA ECONÓMICA (ICE)	45,1	39,2	36,9
Hombres	28,3	25,9	22,9
Mujeres	65,6	54,3	53,8
TASA DE OFERTA POTENCIAL (TOP)	69,9	70,2	70,6
Hombres	69,0	69,1	69,8
Mujeres	70,7	71,4	71,4
TASA BRUTA DE PARTICIPACIÓN (TBP)	48,2	50,5	51,6
Hombres	53,8	54,8	56,8
Mujeres	42,7	46,2	46,4
TASA DE CESANTÍA (TC)	2,8	2,8	3,4
Hombres	2,7	2,7	3,3
Mujeres	2,9	2,8	3,5
TASA DE DEPENDENCIA (TD)	1,1	1,0	1,0
Hombres	0,9	0,9	0,8
Mujeres	1,4	1,2	0,9
TASA DE DESOCUPACIÓN (TDA)	3,2	3,0	3,6
Hombres	3,0	2,9	3,3
Mujeres	3,4	3,0	3,7
Hombres	78,0	79,4	81,3
Mujeres	60,4	64,8	65,0

Fuente: UDAPE (2021)

Tabla A2. Ingresos laborales mensuales promedio Nivel de desagregación: Total, por sexo y nivel de enseñanza, Unidad de medida: bolivianos.

Nivel de desagregación	2013	2014	2015	2016	2017	2018
Total	2.022	2.050	1.959	1.862	1.854	1.782
Nivel de desagregación	2013	2014	2015	2016	2017	2018
Hombres	2.243	2.201	2.113	2.076	2.042	1.930
Mujeres	1.679	1.810	1.704	1.535	1.561	1.549
Nivel de desagregación	2013	2014	2015	2016	2017	2018
No calificado	1.206	1.365	1.444	1.132	1.237	1.165
Semi-calificado	1.941	1.984	1.875	1.735	1.701	1.633
Calificado	2.695	2.815	2.577	2.690	2.556	2.462
Nivel de desagregación	2013	2014	2015	2016	2017	2018
Asalariado	2.351	2.270	2.213	2.286	2.209	2.223
Independiente	1.733	1.883	1.756	1.518	1.572	1.453
Nivel de desagregación	2013	2014	2015	2016	2017	2018
Urbano	2.267,31	2.308,07	2.205,59	2.105,28	2.079,90	2.014
Rural	1.280,26	1.296,01	1.269,89	1.173,50	1.203,98	1.104

Fuente: UDAPE (2021)

Tabla A3. Tasa de subempleo: Total, por sexo y tipo de subempleo Bolivia (2013-2018)

Nivel de desagregación		2013	2014	2015	2016	2017	2018
Total población		14,07	15,87	15,19	16,63	16,73	16,17
Nivel de desagregación		2013	2014	2015	2016	2017	2018
Sexo	Hombres	9,87	11,79	11,25	13,02	13	13,08
	Mujeres	19,39	21,15	20,75	21,32	21,72	20,27
Nivel de desagregación		2013	2014	2015	2016	2017	2018
Tipo de subempleo	Visible	5,24	4,79	2,68	3,55	2,98	2,63
	Invislbe	8,83	11,08	12,51	13,08	13,75	13,54

Unidad de medida: % Población ocupada en el área urbana personas entre 14 y 60 años.

Fuente: Observatorio Socio-ambiental de Bolivia – IISEC.

Tabla A4. Resultados de las regresiones Probit – Variable dependiente: matriculación
(Población de 6 a 17 años)

VARIABLES	2019	2020
	(1)	(2)
	matriculación	matriculación
Sexo	0.0213 (0.0735)	-0.0379 (0.0644)
Área geográfica	-0.403*** (0.0894)	-0.314*** (0.0689)
Condición étnica	-0.222** (0.0992)	-0.229*** (0.0856)
Educación primaria	0.381*** (0.130)	-0.207 (0.138)
Educación secundaria	0.178 (0.133)	0.0171 (0.143)
Educación superior	0.909*** (0.165)	0.204 (0.165)
Constante	1.721*** (0.131)	1.990*** (0.147)
Observaciones	9,649	8,644

Errores estándar robustos en paréntesis

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Fuente: Elaboración propia en base a las Encuestas de Hogares 2019 y 2020.

Tabla A5. Resultados de las regresiones Probit – Variable dependiente: Asistencia a alguna actividad educativa (Estudiantes de 6 a 17 años)

VARIABLES	(1)	(2)	(3)
	2019 asisteduc_2019	2020 ¹ asisteduc_antes	2020 ² asisteduc_despues
Sexo	0.00461 (0.0368)	0.0628 (0.0431)	0.0698* (0.0369)
Área geográfica	-0.338*** (0.0479)	-0.709*** (0.0531)	-0.161*** (0.0534)
Condición étnica	-0.146** (0.0662)	-0.125 (0.0778)	-0.0894 (0.0774)
Educación primaria	0.0438 (0.103)	0.147 (0.109)	0.141 (0.0999)
Educación secundaria	0.238** (0.102)	0.201* (0.110)	0.263*** (0.0997)
Educación superior	0.0856 (0.106)	0.740*** (0.116)	0.735*** (0.103)
Constante	0.645*** (0.101)	0.669*** (0.107)	-0.448*** (0.0987)
Observaciones	9,018	8,052	8,052

Errores estándar robustos en paréntesis

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Nota: ¹ corresponde a la asistencia a alguna actividad educativa antes de la clausura del año escolar; ² corresponde a la asistencia a alguna actividad educativa después de la clausura del año escolar.

Fuente: Elaboración propia en base a las Encuestas de Hogares 2019 y 2020.

Tabla A6. Resultados de las regresiones Probit – Variable dependiente: Acceso a internet desde la vivienda (Estudiantes de 6 a 17 años, nivel primario y secundario)

VARIABLES	Estudiantes de 6 a 17 años	
	(1)	(2)
	2019	2020
	Acceso internet	Acceso internet
Sexo	0.000544 (0.0384)	-0.00365 (0.0381)
Área geográfica	-1.615*** (0.112)	-1.026*** (0.0512)
Condición étnica	-0.606*** (0.141)	0.0534 (0.0740)
Educación primaria	-0.169 (0.132)	-0.0602 (0.0995)
Educación secundaria	0.229* (0.127)	-0.0840 (0.0991)
Educación superior	0.988*** (0.128)	0.670*** (0.107)
Constante	-0.904*** (0.126)	0.536*** (0.0983)
Observaciones	9,019	8,052

Errores estándar robustos en paréntesis

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Fuente: Elaboración propia en base a las Encuestas de Hogares 2019 y 2020.

Tabla A7. Resultados de las regresiones por MCO – Variable dependiente: logaritmo neperiano del ingreso laboral mensual

VARIABLES	(1)	(2)
	2019	2020
	Ln ingreso laboral mensual	Ln ingreso laboral mensual
Sexo	-0.457*** (0.0185)	-0.346*** (0.0224)
Área geográfica	-0.400*** (0.0298)	-0.699*** (0.0363)
Condición étnica	-0.218*** (0.0256)	-0.238*** (0.0299)
Educación primaria JH	0.123* (0.0695)	0.169** (0.0751)
Educación secundaria JH	0.240*** (0.0684)	0.374*** (0.0726)
Educación superior JH	0.565*** (0.0683)	0.664*** (0.0735)
Constante	7.843*** (0.0678)	7.662*** (0.0718)
Observaciones	11,236	110.250
R-cuadrado	0.230	0.276

Errores estándar robustos en paréntesis

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Nota: se considera para las estimaciones a las personas que tienen ingresos positivos y que se encuentran en el rango de edad: 25 a 57 años

Fuente: Elaboración propia en base a las Encuestas de Hogares 2019 y 2020.

Tabla A8. Resultados de las regresiones Probit – Variable binaria dependiente: Ingreso laboral mensual se encuentra debajo de la mediana de ingresos

VARIABLES	(1)	(2)
	2019 ylab_d	2020 ylab_d
Sexo	-0.678*** (0.0315)	-0.456*** (0.0343)
Área geográfica	-0.377*** (0.0469)	-0.625*** (0.0531)
Condición étnica	-0.134*** (0.0414)	-0.103** (0.0427)
Educación primaria	0.0710 (0.103)	0.202** (0.0940)
Educación secundaria	0.234** (0.101)	0.425*** (0.0926)
Educación superior	0.794*** (0.103)	1.006*** (0.0946)
Constante	0.0283 (0.101)	-0.174* (0.0929)
Observaciones	11,236	10,250

Errores estándar robustos en paréntesis

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Fuente: Elaboración propia en base a las Encuestas de Hogares 2019 y 2020.

Tabla A9. Coeficientes de los efectos marginales de las estimaciones probit para las variables de acceso a educación

Variable de ventaja	Acceso a matriculación escolar		Asistencia escolar después de la clausura del año escolar			Acceso a internet desde la vivienda	
	2019	2020	2019	2020a	2020b	2019	2020
Circunstancias	2019	2020	2019	2020a	2020b	2019	2020
Sexo del individuo	0.00153	-0.00308	0.00146	0.0176	0.0264*	0.000118	-0.00116
Área geográfica del individuo	-0.0290***	-0.0256***	-0.107***	-0.199***	-0.0609***	-0.352***	-0.326***
Condición étnica del individuo	-0.0160**	-0.0187***	-0.0463**	-0.0351	-0.0339	-0.132***	0.0170
Educación del jefe del hogar – Primaria	0.0274***	-0.0168	0.0139	0.0412	0.0535	-0.0369	-0.0191
Educación del jefe del hogar – Secundaria	0.0128	0.00139	0.0753**	0.0564*	0.0998***	0.0500*	-0.0267
Educación del jefe del hogar – Superior	0.0653***	0.0167	0.0271	0.207***	0.279***	0.215***	0.213***

Nota: Coeficiente en cada casilla

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Fuente: Elaboración propia

Tabla A10. Coeficientes de los efectos marginales de las estimaciones MCO para las variables de ingresos laborales mensuales (en Bs)

Variable de ventaja	Ln ingreso laboral mensual		Dummy ingreso laboral mensual	
	2019	2020	2019	2020
Circunstancias	2019	2020	2019	2020
Sexo del individuo	-0.457***	-0.346***	-0.240***	-0.159***
Área geográfica del individuo	-0.400***	-0.699***	-0.133***	-0.217***
Condición étnica del individuo	-0.218***	-0.238***	-0.0475***	-0.0360**
Educación del jefe del hogar – Primaria	0.123*	0.169**	0.0251	0.0705**
Educación del jefe del hogar – Secundaria	0.240***	0.374***	0.0830**	0.148***
Educación del jefe del hogar – Superior	0.565***	0.664***	0.281***	0.350***

Nota: Coeficiente en cada casilla

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Fuente: Elaboración propia